Науково-практичний журнал

МЕТРОЛОГІЯ ТА ПРИЛАДИ

1/2025

Metrology and Instruments

ISSN (print) 2307-2180
ISSN (online) 2663-9564

ISSN 2307-2180 (print) ISSN 2663-9564 (online)

Харківський національний
університет радіоелектроніки

Kharkiv National University
of Radio Electronics

Метрологія та прилади

Metrology and Instruments

2025, № 1

2025, No. 1

Щопіврічний науково-практичний журнал

Заснований у 2006 році

У журналі публікуються результати досліджень з теоретичної, законодавчої та прикладної метрології, стандартизації та сертифікації, вимірювання та забезпечення якості, експлуатації та розробки сучасних інформаційно-вимірювальних приладів та систем. Журнал призначений для наукових працівників, викладачів, співробітників калібрувальних та випробувальних лабораторій, докторантів, аспірантів, а також студентів старших курсів відповідних спеціальностей.

Засновник і видавець:
Харківський національний університет радіоелектроніки

Кафедра:
Інформаційно-вимірювальних технологій,
пр. Науки, 14, 61166, м. Харків, Україна

Телефон: +38 (057) 702-13-31

E-mail редколегії:
mi@nure.ua

Інформаційний сайт:
http://mi.nure.ua

Biannual scientific and practical journal

Founded in 2006

The journal publishes the research study on theoretical, legislative and applied metrology, standardization and certification, measurement and quality assurance, usage and development of modern information and measurement instruments and systems. The journal is intended for researchers, lecturers, employees of calibration and testing laboratories, doctoral students, postgraduate students, and for senior students of the corresponding specialties.

Founder and publisher:
Kharkiv National University
of Radio Electronics

Department:
Information and Measurement Technology
61166, Ukraine, Kharkiv, Nauka ave., 14

Phone: +38 (057) 702-13-31

E-mail of the editorial board:
mi@nure.ua

Information site:
http://mi.nure.ua

Затверджений до друку Науково-технічною радою Харківського національного університету радіоелектроніки (протокол від 22 травня 2025 року № 4/6).

Ідентифікатор медіа R30-04584 згідно з рішенням Національної ради України з питань телебачення і радіомовлення від 23.05.2024 № 1772

Включений до “Переліку наукових фахових видань України, в яких можуть публікуватися результати дисертаційних робіт на здобуття наукових ступенів доктора наук, кандидата наук та ступеня доктора філософії” до категорії Б – наказом Міністерства освіти і науки України №886 від 17.03.2020. (зі змінами від 02.07.20)

Харків • 2025

ЗМІСТ

TABLE OF CONTENTS

КВАЛІМЕТРІЯ ТА ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ЯКОСТІ

QUALIMETRY AND QUALITY ASSURANCE

За достовірність викладених фактів, цитат та інших відомостей відповідальність несе автор.

UDC 006.91:53.088 DOI: 10.30837/2663-9564.2025.1.01

AN UNCERTAIN FUTURE FOR METROLOGY? COMMENTS AND EXAMPLES

F. Pavese

[1]*Independent Scientist (former Researc Director at CNR), Torino, Italy, frpavese@gmail.com*

Abstract

The comments are intended to illustrate the present status of metrology according to its principles and procedures, namely about the definition and meaning of the concept of uncertainty in measurement, and to introduce an alert about discrepancies becoming more frequent in applications assumed to pertain to the frame of metrology but basically violating metrological concepts.

Two examples are reported, in details necessary to make clear the sometimes subtle deviations from a correct application of the metrological rules: one case was found inside a recent metrological document: the very definition of uncertainty; the other case is found in a critical determination of the uncertainty of a basic parameter in climate-change evaluation: the uncertainty affecting the Surface Annual Mean Temperature.

Key words: metrology, uncertainty, climate, average annual temperature.

1. Introduction

Wikipedia definition: “Metrology is the scientific study of measurement [1]. It establishes a common understanding of units, crucial in linking human activities”.

Normally in science several positions generally arise, for example during the discussion among experts of any adjournment of metrological documents, until one of them is considered the best— by consensus, rarely unanimously—relative to the principles considered the pillars of modern science.

That happened, e.g., in the first decade after year 2000 concerning the discussion on the *new definition of the International System of Units* (SI) about its basic foundation principles and structure, namely about the unit mole and the role of fundamental constants of physics [1–13 and reported references].

The purpose of positions not eventually accepted was an alternative to the approved ones, but equally and strictly having been intended to introduce sound improvements to metrology definitions, though in different ways.

In the other hand, in the last period of time, no much more than a decade long, we assist to a high acceleration toward more drastic changes in many fields, also of science, especially in those directly or indirectly concerning consequences of the increasing importance of a new technology, digitalisation.

The aim of the comments that follow is to enlighten the fact that, according to Author’s position, some of these changes look no more in accordance with basic foundations of the metrological discipline.

2. Metrology and its most basic concept: uncertainty in measurement

Basically, metrology is a discipline complementing measurement science for specifically assessing the *accuracy* of the gained knowledge, namely in the frame of the established international systems of measurement units, and the criteria and methods to ensure international traceability. Criteria and methods are based on the assessed fact that all measurement results are always affected by an *uncertainty* arising from the measurement process. It has a random component and a number of additional components. The first arises from dispersed *measured values*; the second arise from errors or omissions in the variables influencing the result (numerical or qualitative) concerning the planned measurement *process*. The two kinds are independent on each other.

3. Sources of uncertainty: ignorance vs (partial) knowledge

“*I know that I don’t know* – Έτσι, δεν γνωρίζω” (Socrates)

It is a fact that human knowledge is limited and suffers from *subjectivity* and *uncertainty*, issues not cancelled by measurement results, then in modern times knowledge is supposed to be mediated by *inter-subjectivity* as the only possible remedy.

However, it is more difficult to apply the same remedy to what is outside the frame of partial knowledge: *the level of ignorance*. By definition, it is less easy to have a *shared* full identification of the “contents” of ignorance.

In fact, ignorance can consist of totally ignored subject matters, or of known issues still without any, or any consistent/firm, informative *shared* response.

In addition, ignorance necessarily affects the whole measurement process, not only the lack of reliable numerical (or else) outcomes. In this respect ignorance may curiously be less ambiguous than (even partial) knowledge.

The ambiguity of the latter in modern science is assumed delimited and mitigated by some conditions:

–in theoretical studies, by the fact that processes (theories) are expressed (postulated or inferred via mind) in an exact and language-independent symbolic form, mathematics;

–in experimental science, by acquisition of results of observations via measurement, affected by incompleteness, errors and uncertainty: the latter are mitigated via replication of the measurements, though affected by a dispersion of results such that it can even affect their significance.

–finally, it is expected that the theoretical studies are confirmed by experimental proofs—or the reverse—before the corresponding new knowledge level is accepted.

Note that (partial) ignorance on a subject matter in question not necessarily decreases in the occurrence of an increased knowledge on it.

Consequently, in modern science, *probability* (or similar non-deterministic tools) is replacing the exactness of (new) knowledge, while a *risk*, for the deriving decisions to be taken, is associated to the effects of (persisting) ignorance.

A measurement process can be constructed only on the bases of *existing* tools (in turn based on existing knowledge) and constrained by the properties of the "external world" as observed by human resources.

Instead, *new* concepts can be totally derived by inference from theoretical studies. However, the latter, as a mind process that can even be individual, not necessarily brings to outcomes already shared by the Community. On the contrary, a measurement process is such that its outcomes are not limited to provide results but also require to be socially shared, unless unexpected—i.e., contrasting the current social believe, in which case further replicated is needed until sufficient confidence is gained, or is rejected. Therefore, measurement can transform current ignorance—at least, by creating a dilemma—without necessarily producing new knowledge. Even a possible failure of expectations (e.g., in the biological frame) may also result in a limitation of ignorance by restricting its frame.

4. Sources of uncertainty: reproducibility and data objectivity

Metrology promotes the repetition of measurements as a method for a multiple check of the degree of consistency of the results, so increasing confidence in them.

However, quite recently the informatics technology allowed an extreme increase of the number of repeated measurements, bringing to what has been named Big Data [14–18]. That was taken, apparently also in science, as a favourable step toward more/better knowledge. Data are usually considered as *objective* facts, required as the most important component of confidence in science foundations— as reported in [19], that issue has been called Explicate Order by Bohm [20]: "the way in which our subjective sensory systems perceive the world", with respect to an Implicate Order [21], the one that "would represent the objective reality beyond our perception".

The Author [15, 22] have already discussed some of the limits of the new *unconditional* certainty in data sufficient objectivity of the so-called "dataism" (see later), since it is also a fact that a measurement result is determined not only by the instruments (in general sense of "measurement means") used to obtain it, but also by the choice, or omission, of factors arising from the whole planning of the measurement and its necessary *process* underlying the measurements. The contribution to measurement uncertainty of the process choice can even overcome the contribution of the results of the experimental setup.

An extreme situation can even arise, quite commonly recalled in measurement science, where all measured values look excellent, i.e. very "reproducible", but they are *all wrong* due to missed consideration of important "influence factors" in measurement planning/execution.

A consequence of that is the intrusion of further subjective factors into the measurement process, consisting of *systematic* errors. They are *unavoidable* since planning itself, arising from human decisions, affects the level of data objectivity and induce the persistence of "doubts"—as expressed by the Aristotle's motto "Dubito ergo sum", or implied in the Descartes' motto "Cogito ergo sum"—the stimulus and engine of our search for truth.

Consciousness of the above fact is too often missed obscuring another fact, that the quantity of data available not necessarily increases the *quality* of the dataset. The soundness of the process generating data can be more important than the increase of the number of results.

Instead, in the new discipline called "dataism", [23–24] whose meaning and boundaries are still in progress, the data are assumed to intrinsically represent the full information sufficient to bring to knowledge (by confirming or extending it) through the analysis of a *single* parameter: their reproducibility (often called "precision")—over the possible trend, obtained by means of database fit. Such a position assumes that no further analysis bringing to possible "corrections" of the previous step is needed: the so-called Uncertainty Budget (UB), a list of the uncertainty components and their contribution—a basic need in metrology—would become limited to comprise only the fit result. In the metrological idiom, this would mean that *accuracy coincides with reproducibility*.

On the other hand, current data analysis often considers correct for the scientists to perform additional kinds of operations/alterations on the acquired original database: homogenisation, extrapolation to fill gaps in the sequence of the dependent variable, cancellation of outliers, etc. In this way, the assumed initial objectivity is anyway filtered by human evaluation.

The previous summary of such a situation, becoming quite common nowadays, may basically indicate a tendency of creating alternative ways to assess scientific knowledge, e.g., one based on new human tools, possibly now also assisted by the most recent one, the Artificial Intelligence (AI), for data planning and subsequent manipulation, in the intent of minimising the systematic errors.

The Author see in the above tendency the risk to shift toward a "science of the certainty", assumed to limit the concept of "uncertainty", the present pillar of measurement science. Symptoms of that tendency are already present even within the metrological Community.

5. An example within metrological terminology

Recently a change of the definition of the term "uncertainty" was performed by the JCGM-WG1 of the BIPM CIPM on GUM, now reading: "Doubts about the position of the true value". [25]

First, the Author is impressed by the use of words "doubt", "position" looking more "colloquial" than scientific. If the intent was to closer match the extension of metrology fields of action to deal with *qualitative* quantities, it is exceedingly moving toward merely (inter)-subjective terms. This choice is compromising science intent toward an *objective evaluation*—where "objective" means the rational side of human thinking and "evaluation" means the *estimate* of truth (limited by the fact that we do not know where the latter is [26]). Then, that attitude is "mixing of epistemic uncertainty (the uncertainty of personal doubt) with random uncertainty (the uncertainty of an unpredictable physical process)"—see [27] for this problem when concerning also a different recent metrological document.

Secondly, the Author hesitates accepting the dominant function expressed by the concept of "true value". Science should not embrace any specific philosophical position for one of its fundamental concepts.

Refusing such a recent position does not necessarily mean refusing the possibility to *accept facts as true*: the simplest example is the roundness of the Earth … after for Centuries having alternated theories. However, relating *each single* measurement to truth looks pretending to reverse another basic concept of modern science, the cross-confirmation of a set of data. In addition, it is neither an "operational definition", another tendency in modern science.

In conclusion, uncertainty does not mean "having doubts", but means awareness of the need of organising a rational tool, called uncertainty, able to contrast the natural situation of humans to be unable to circumvent the subjectivity induced by their mind—so that any means they may invent are, in some respect, imperfect and may not be suitable to approach truth since the latter remains unknown in the vast majority of contingent cases—or for very many generations of humans.

Incidentally, in [25] one can read: "Dr. Ehrlich (PTB) was of the opinion that the convergence within WG1 is for the formal definition of measurement uncertainty to change from a quantitative/mathematical definition to a qualitative/non-mathematical definition, which mentions 'doubt' or 'uncertainty' about the true value of a measurand. This would change the nature of the formal definition and its acceptability among the metrology community is uncertain."

6. An example of inexact use of important metrological principles

Symptoms of such a tendency are rapidly increasing in number and importance—also implied by the increasing use of *non-numerical* terms (fair … good … excellent …) to express levels of ignorance of a measured phenomenon, or kinds of decision.

On the other hand, an increasing use of *forecasts*, and of their importance in everyday decision, is also evident: science tendency has been rather so far more intended, in first instance, to increase the *accuracy* of the data as the main tool to increase the confidence in the acquired knowledge— forecast was more a political tool, a human goal guided by varied ethical principles.

A very popular field today is chosen as an example in the following, the climate evolution field, whose analysis is certainly based on Big Data, to show how much easy one can find in the literature a distance from metrological methodology.

IPCC, from its AR6 Technical Summary [28] is reporting:

"For the decade 2011–2020, the increase in global surface temperature [SAMT] since 1850–1900 is assessed to be 1.09 [0.95 to 1.20] °C.

Throughout the WGI report and unless stated otherwise, uncertainty is quantified using 90% uncertainty intervals. The 90% uncertainty interval, reported in square brackets [*x* to *y*], is estimated to have a 90% likelihood of covering the value that is being estimated. The range encompasses the median value and there is an estimated 10% combined likelihood of the value being below the lower end of the range (*x*) and above its upper end (*y*). Often the distribution will be considered symmetric about the corresponding best estimate, but this is not always the case. In this Report, an assessed 90% uncertainty interval is referred to as a 'very likely range'. Similarly, an assessed 66% uncertainty interval is referred to as a 'likely range' ".

The IPCC-indicated value means an increase of the SAMT from the mean of the period 1850–1900 to the mean of the period 2011–2020 of (+1.09 ± 0.125) °C, where the indicated uncertainty is said to have the "90% likelihood of covering the value that is being estimated"—i.e. *twice the s.d.*, where s.d. is the standard deviation. This description, very extended with respect to the synthetic scientific notation, looks to have been used because the Technical Summary is dedicated to politicians—similar attitude one can find in the IPCC Report concerning "decisions". [29]

On the other hand, the Author was unable to find in the thousands pages of the IPCC Reports any other numerical statement. Nevertheless, the above estimate is *commonly found in the literature and in the media*, with small variations due to the choice of different reference limits of the time interval.

Therefore, the author is able to assess here that the reported estimate is *not* of the SAMT accuracy and therefore does not have a metrological foundation. The Author made several fits of the annual series of SAMT reported in public databases of different World Organisations dedicated to climate studies, like HadCRUTS, NOOA, etc., in addition to IPCC: the *s.d. of the fit* was always found to be (rounded) ± *0.1–0.2* °C. Thus, the IPCC value is the reproducibility of the fitted databases, *not* the accuracy. By reporting SAMT estimates comprised within the same s.d. of those fits, the IPCC cannot consider it to be SAMT accuracy, neither having a 90% confidence level.

It is not a simple task to interpret such a situation, because the database on which the statement is done is not publicly available. What is likely to be is that the original measurements were supplied by WMO, because it is the World Organisation dedicated to the task to provide worldwide weather parameters: the measuring Stations on the whole Earth are thousands, with a non homogeneous distribution on land (on oceans most measurements are taken from satellites using total radiation or microwave thermometry, not taken in consideration here), nor all having the same accuracy. Before the recent start of an overall qualification of their Stations, i.e. since at least 2013, the WMO reported standard accuracy of the stations was ± 1 °C [30–34]. Only later *four accuracy* categories were established, where only to Classes 1–2 an accuracy of ± 0.2 °C is assigned [35], being them a small minority of the full set of Stations. Class 3 is assigned an accuracy of ± 0.6 °C and Class 4 of ± 1 °C [36].

On the assumption that the above situation is the correct one, original IPCC data taken from WMO cannot allow the SAMT indicated accuracy. Furthermore, it is also indicated by those World Organisations that the initial database (WMO or else), is heavily manipulated with several intentions, as already introduced at the beginning of this paper:

(a) In many case the distance on surface between Stations being too large, additional information is added by interpolation of the real data with more data; (b) some Stations are labelled "outlier" and their data are cancelled; (c) extended regions are not served by (valid) Stations and need "consistent" data to be evaluated and added by using mapping techniques; (c) general homogenisation is said to be also used; …

Each of these techniques, though scientifically performed, always adds an uncertainty component to the original database. However, no UB can be found in any public document, not even in the specific IPCC Report on Uncertainty [37], where, as said before, only words are used instead of numbers, risk concept is preferred to uncertainty and, in general, a language is used more common to the one used in the field of economic analyses or in decision-taking strategies.

7. Conclusions

Metrological methods have been found lacking, namely in important treatments of Big Data. In most cases the analysis is limited to the database fit, providing exclusively an estimate of the precision (data reproducibility) of the database without further accuracy estimate.

One might argue that, since the truth is not reachable by humans, one might be happy for the reproducibility estimate. That is not the case, according to the "motto" already reported at the beginning of these comments (… *all data wrong*). This fact arises because every measurement depends also on the interpretation and on the implementation of the measurement process, the independent preliminary phase of measurement, not reflecting into the output data with an explicit indication about their *quality*.

In fact, the analysis of *data quality* is an *independent task* related to the *performance* of the measurements: such analysis concern the nature of the measured quantity and the needed process, most often not univocal but allowing alternate implementation methods. A logic *diagram* [38–39] of the process must be designed, analysed and optimised for reaching the aimed accuracy—and made public: each of its components originates a *component* of uncertainty of the measured data, some even being a critical contribution to total uncertainty. The summary of that analysis must therefore include what is called UB, computing the effective overall uncertainty of the process and of the measurements influencing the results.

Without such a *full* data analysis no science is possible: in the modern times its tool for data analysis is called metrology, and in the future too, irrespective to the technical means needed and used for it except consistency with the metrological principles. Can we remain confident in that?

References

1. Wikipedia, en.wikipedia.org › wiki › Metrology
2. De Bièvre P., On quality of a measurement result, Accred Qual Assur (2006) 11 pp. 597–598.
3. Price G., De Bièvre P. Accred Qual Assur (2009) 14 pp. 295–305.
4. Price G., Failures of the global measurement system. Part 1: the case of chemistry, Accred Qual Assur (2010) 15 pp. 421–427. https://doi.org//10.1007/s00769-010-0655-z .
5. F.Pavese, Some reflections on the proposed redefinition of the unit for amount of substance and of other SI units, Accred Qual Assur 16 (2011) pp. 161–165.
6. F.Pavese, Rounding and notation, namely when using stipulations in the definition of measurement units, Measurement, TC21 Special Issue, 46 (2013) n.9, ISSN 0263–2241, pp. 3725–3729.

7. F. Pavese, Some problems concerning the use of the CODATA fundamental constants in the definition of measurement units, Metrologia 51 (2014) pp. L1-L4.

8. F. Pavese, The New SI: some critical features and a critical review of the CCU 2016 Draft of the SI Brochure, online since 22 July 2016, Measurement 98 (2017) pp. 325-338, doi:10.1016/j.measurement.2016.07.058.

9. F. Pavese, A. Charky, Some important features of the proposed new definition of the International System of Units (SI) that the users should know about before 2018", IJMQE 7(2016) pp. 403–413.

10. L. Mari, F. Pavese, A conceptual roadmap for setting up a system of units in the 'New SI' context". arXiv Physics.ed-ph 1604.00982, pp. 6; Journal of Physics Conf. Series 772 (2016) 012011. https://doi.org//10.1088/1742-6596/772/1/012011 .

11. L. Mari, P. Blattner, F. Pavese, Improving the understand ability of the next edition of the International System of Units (SI) by focusing on its conceptual structure, Measurement 101 (2017) pp. 200–205.

12. F. Pavese, Is the revision of the SI 'getting ahead of itself'?, "Чи є перегляд SI "забіганням уперед"?" Ukrainian Metrology Journal, 2018 (3) pp. 11–17. https://doi.org/10.24027/2306-7039.3.2018.152405 .

13. L. Mari, M. Wilson, A. Maul, Measurement Across the Sciences, Ch. 2 Fundamental Concepts in Measurement, 2023 Springer Series in Measurement Science and Technology. https://doi.org/10.1007/978-3-031-22448-5_2 .

14. F. Pavese: "Decisions at the time of Big Data", Global Journal of Science: Frontier Research (A) 23 (7) pp. 1–7 (2023).

15. F. Pavese, Big Data and Dataism: Some metrological reflections, in "Advanced Mathematical and Computational Tools in Metrology and Testing XIII" (F. Pavese, A. Bošnjaković, S. Eichstädt, A. B. Forbes, J. Alves e Sousa, Eds.), Series on Advances in Mathematics for Applied Sciences, Vol. 94, 2024, World Scientific Publishing Company, pp. 109–120. https://doi.org/10.1142/9789819800674_0009 .

16. Wikipedia, Big Data. Visited on October 14, 2024.

17. A. De Mauro, M. Greco, M. Grimaldi (2016), A Formal Definition of Big Data Based on its Essential Features, Library Review, 65 (3) pp. 122–135, https://doi.org/10.1108/LR-06-2015-0061 .

18. L. Mari, D. Petri, The Metrological Culture in the Context of Big Data: Managing Data-Driven Decision Confidence, IEEE Instrumentation and Measurement Magazine 20 (5) 2017 pp. 4–20, https://doi.org/10.1109/MIM.2017.8036688 .

19. J. S. Torday, F. Baluska, Why control an experiment? From empiricism, via consciousness, toward Implicate Order, EMBO Reports 2019 Oct 4; 20(10): e49110. Published online 2019 Sep 3. https://doi.org10.15252/embr.201949110 . PMCID: PMC6776925.

20. D. Bohm, Wholeness and the implicate order. London: Routledge (2002).

21. F.A. Hayek, The sensory order. Chicago: The University of Chicago Press(1952).

22. F. Pavese, Big-Data handling as a metrological challenge beyond digitalisation: some reflections, Acta IMEKO December 2024.

23. D. Petri, Big Data, Dataism and Measurement IEEE Instrumentation & Measurement Magazine May 2020, 1094-6969/20.

24. C. Anderson, The end of theory: the data deluge makes the scientific method obsolete, Wired, 2008. https://www.wired.com/2008/06/pb-theory .

25. BIPM. Report of the 24th meeting of the JCGM (2021).

26. T.S. Kuhn, The structure of scientific revolutions, third ed., University of Chicago Press, Chicago, 1996.

27. R. Willink, On revision of the Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement: Proofs of fundamental errors in Bayesian approaches. Measurement: Sensors 24 (2022) 100416.

28. Arias, P.A., N. Bellouin, E. Coppola, R.G. Jones, G. Krinner, J. Marotzke, V. Naik, M.D. Palmer, G.-K. Plattner, J. Rogelj, M. Rojas, J. Sillmann, T. Storelvmo, P.W. Thorne, B. Trewin, K. Achuta Rao, B. Adhikary, R.P. Allan, K. Armour, G. Bala, R. Barimalala, S. Berger, J.G. Canadell, C. Cassou, A. Cherchi, W. Collins, W.D. Collins, S.L. Connors, S. Corti, F. Cruz, F.J. Dentener, C. Dereczynski, A. Di Luca, A. Diongue Niang, F.J. Doblas-Reyes, A. Dosio, H. Douville, F. Engelbrecht, V. Eyring, E. Fischer, P. Forster, B. Fox-Kemper, J.S. Fuglestvedt, J.C. Fyfe, N.P. Gillett, L. Goldfarb, I. Gorodetskaya, J.M. Gutierrez, R. Hamdi, E. Hawkins, H.T. Hewitt, P. Hope, A.S. Islam, C. Jones, D.S. Kaufman, R.E. Kopp, Y. Kosaka, J. Kossin, S. Krakovska, J.-Y. Lee, J. Li, T. Mauritsen, T.K. Maycock, M. Meinshausen, S.-K. Min, P.M.S. Monteiro, T. Ngo-Duc, F. Otto, I. Pinto, A. Pirani, K. Raghavan, R. Ranasinghe, A.C. Ruane, L. Ruiz, J.-B. Sallée, B.H. Samset, S. Sathyendranath, S.I. Seneviratne, A.A. Sörensson, S. Szopa, I. Takayabu, A.-M. Tréguier, B. van den Hurk, R. Vautard, K. von Schuckmann, S. Zaehle, X. Zhang, and K. Zickfeld, 2021: Technical Summary. In Climate Change 2021: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Masson-Delmotte, V., P. Zhai, A. Pirani, S.L. Connors, C. Péan, S. Berger, N. Caud, Y. Chen, L. Goldfarb, M.I. Gomis, M. Huang, K. Leitzell, E. Lonnoy, J.B.R. Matthews, T.K. Maycock, T. Waterfield, O. Yelekçi, R. Yu, and B. Zhou (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, pp. 33−144. https://doi.org10.1017/9781009157896.002 .

29. Jones, R.N., A. Patwardhan, S.J. Cohen, S. Dessai, A. Lammel, R.J. Lempert, M.M.Q. Mirza, and H. von Storch, 2014: Foundations for decision making. In: Climate Change 2014: Impacts, Adaptation, and Vulnerability. Part A: Global and Sectoral Aspects. Contribution of Working Group II to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Field, C.B., V.R. Barros, D.J. Dokken, K.J. Mach, M.D. Mastrandrea, T.E. Bilir, M. Chatterjee, K.L. Ebi, Y.O. Estrada, R.C. Genova, B. Girma, E.S. Kissel, A.N. Levy, S. MacCracken, P.R. Mastrandrea, and L.L. White (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, pp. 195-228.

30. M. Leroy, Sustained Performance Classification for Surface Observing Stations on Land (WMO, 2013).

31. M. Lacombe, D. Bousri, M. Leroy, and M. Mezred: Instruments and Observing Methods report No. 106 WMO Field Intercomparison of Thermometer Screens/Shields and Humidity Measuring Instruments, WMO/TD- No. 1579, IOM Report No. 106, World Meteorological Organization, Geneva Switzerland, 2011.

32. M. Leroy, in: WMO (2010), Papers Presented at the WMO Technical Conference on Meteorological and Environmental Instruments and Methods of Observation (TECO–2010), Instruments and Observing Methods Report No. 104.

33. M. Leroy, Technical Note No. 35: Site Classification, Meteo France, November 1999.

34. World Meteorological Organization, 1998: WMO Intercomparison of Present Weather Sensors/Systems: Final Report (Canada and France, 1993–1995) (M. Leroy, C. Bellevaux and J.P. Jacob). Instruments and Observing Methods Report No. 73, WMO/TD‐ No. 887, Geneva.

35. World Meteorological Organization, Siting Classification for Surface Observing Stations on Land, 2020.

36. Private Communication from a WMO Officer.

37. Kunreuther H., S. Gupta, V. Bosetti, R. Cooke, V. Dutt, M. Ha-Duong, H. Held, J. Llanes-Regueiro, A. Patt, E. Shittu, and E. Weber, 2014: Integrated Risk and Uncertainty Assessment of Climate Change Response Policies. In: Climate Change 2014: Mitigation of Climate Change. Contribution of Working Group III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Edenhofer, O., R. Pichs-Madruga, Y. Sokona, E. Farahani, S. Kadner, K. Seyboth, A. Adler, I. Baum, S. Brunner, P. Eickemeier, B. Kriemann, J. Savolainen, S. Schlömer, C. von Stechow, T. Zwickel and J.C. Minx (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.

38. F. Pavese, On the classification in random and systematic effects, AMCTM XI, 2018, in "Advanced Mathematical and Computational Tools in Metrology and Testing XI” (A.B. Forbes, N.F. Zhang, A.G. Chunovkina, S. Eichstädt, F. Pavese, Eds.) vol.11, Series on Advances in Mathematics for Applied Sciences vol. 89, World Scientific, Singapore, October 2018, pp. 58–69.

39. F. Pavese, About a new concept diagram for the measurement process and related terms, Ukrainian Metrological Journal, 2020 pp. 1–3. UDC 006.91. https://doi.org10.24027/2306-7039.3A.2020.217689 .

Надійшла (Received) 23.12.2024
Прийнята до друку (accepted for publication) 15.01.2024

ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРІВ/ABOUT THE AUTHORS

Павезе Франко – PhD, незалежний науковець, (колишній директор з досліджень у CNR) м. Турін, Італія; e-mail: frpavese@gmail.com, ORCID: 0000-0001-9261-6862.
Pavese Franko – PhD, Independent Scientist (former Researc Director at CNR), Torino, Italy; e-mail frpavese@gmail.com, ORCID: 0000-0001-9261-6862.

Невизначене майбутнє метрології? Коментарі та приклади

Ф. Павезе

Анотація

Коментарі мають на меті проілюструвати поточний стан метрології відповідно до її принципів і процедур, а саме щодо визначення та значення поняття невизначеності у вимірюванні, а також ввести попередження про розбіжності, які стають все більш частими у застосуваннях, які, як передбачається, стосуються рамки метрології, але в основному порушує метрологічні концепції.

Наведено два приклади, докладно необхідні для того, щоб прояснити інколи незначні відхилення від правильного застосування метрологічних правил: один випадок було знайдено в останньому метрологічному документі: саме визначення невизначеності; інший випадок знаходиться в критичному визначенні невизначеності основного параметра в оцінці зміни клімату: невизначеності, що впливає на поверхневу середньорічну температуру.

Ключові слова: метрологія, невизначеність, клімат, середньорічна температура.

UDC 006.91
DOI: 10.30837/2663-9564.2025.1.02

THEORETICAL AND PRACTICAL ASPECTS OF BIRGE RATIO METHOD FOR ADJUSTING UNCERTAINTY IN MULTIVARIATE MEASUREMENTS

O. Bodnar[1], T. Bodnar[2]

[1]*National Institute of Standards and Technology, Gaithersburg, MD 20899-8980, USA and Unit of Statistics, School of Business, Örebro University, SE-701 82 Örebro, Sweden*
[2]*Department of Management and Engineering, Linköping University, SE-581 83 Linköping, Sweden*

Abstract

In the paper, we present the multivariate location-scale model connected to the multivariate Birge ratio method, a new approach to model the dark uncertainty which is usually present when the results of individual studies are pooled together. In the empirical illustration, the approach is applied to the measurement results used to study the presence of the effectiveness of the hypertension treatment. The findings are compared to the ones obtained when the multivariate random effects model is used. Both models confirm that the hypertension treatments can lower systolic blood pressure and diastolic blood pressure as well as lead to considerable reduction of the risks of cardiovascular disease and stroke. Furthermore, the multivariate Birge ratio method produces more precise estimators of the overall mean vector by resulting in considerably smaller standard errors and narrower confidence intervals.

Keywords: Dark uncertainty; multivariate Birge ratio method; multivariate location-scale model; multivariate random effects model.

1. Introduction

Multivariate random effects model and multivariate location-scale model are the comonly used approaches for assessing and modeling dark uncertainty in multivariate measurements (see Jackson et al. (2010), Gasparrini et al. (2012), Jackson et al. (2020), Bodnar and Bodnar (2024b), Bodnar and Bodnar (2025)). The multivariate random effects model suggests an additive adjustment of the reported uncertainties, while the multivariate location-scale model is connected to the Birge ratio method and adjusts the reported uncertainties in the multiplicative way. We apply both models to the data which measure the effectiveness of the hypertension treatment and compare their ability to assess the dark uncertainty.

The multivariate random effects model generalizes the univariate approach which is mostly used to conduct meta-analysis in medicine, chemistry, and metrology (see, e.g., Hardy and Thompson (1996), Rukhin (2013), Bodnar et al. (2016), Turner et al. (2015), Bodnar et al. (2017), Guolo and Varin (2017), Veroniki et al. (2019)). The multivariate location-scale model together with the Birge ratio method as developed in Bodnar and Bodnar (2025) extends the univariate location-scale model and it is preferable in metrology and physics (see Birge (1932), Bodnar and Elster (2014), Weise and Wöger (2000), Tiesinga et al. (2021), Bodnar and Eriksson (2023)). Recently, using Bayesian model selection, Bodnar and Eriksson (2023) conclude that the Birge ratio method outperforms the random effects models based on data used in the determination of physical constants.

In this paper, we contribute to the existent literature by comparing the multivariate location-scale model connected to the Birge ratio method and the multivariate random effects model. In the comparison study, we analyse the ability of both models to estimate the overall mean vector for data used to study the effectiveness of the hypertension treatment. Both approaches find that the conducted hypertension treatment lowers both systolic blood pressure and the diastolic blood pressure and considerably reduces risks of cardiovascular disease and stroke. Moreover, the application of the multivariate Birge ratio method to the considered data leads to more precise estimators of the overall mean vector by producing considerably smaller standard errors and narrower confidence intervals in comparison to the ones obtained when the multivariate random effects model is used.

The rest of the paper is organized as follows. The multivariate random effects model and the multivariate location-scale model together with the Birge ratio method are presented in Section 2, while they are applied to the data dealing with the effectiveness of the hypertension treatment in Section 3. Final remarks are provided in Section 4.

2. Methods for modeling multivariate dark uncertainty

We consider a study in which p features are measured simultaneously. Let $\mathbf{x}_i$ be the p-dimensional vector of the measurement results from the i-th study for $i=1,\dots,n$ which is reported together with the covariance matrix $\mathbf{U}_i$, the multivariate measure of uncertainty in the i-th observation vector.

The multivariate random effects model adjusts the reported multivariate uncertainties additively and it is defined by

$$\mathbf{x}_i = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\lambda}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i \quad \text{with } \boldsymbol{\lambda}_i \sim \mathrm{N}_p(\mathbf{0},\boldsymbol{\Psi}) \text{ and } \boldsymbol{\varepsilon}_i \sim \mathrm{N}_p(\mathbf{0},\mathbf{U}_i), \quad (1)$$

where $\{\boldsymbol{\lambda}_i\}_{i=1,\dots,n}$ and $\{\boldsymbol{\varepsilon}_i\}_{i=1,\dots,n}$ are assumed to be mutually independent. Moreover, $\boldsymbol{\lambda}_i$ and $\boldsymbol{\varepsilon_i}$ are assumed to be normally distributed. The parameter vector $\boldsymbol{\mu}$ is the overall mean vector, the main parameter of the model, while the matrix $\boldsymbol{\Psi}$ is the between-study covariance matrix, the nuisance parameter of the model (1) that is used to assess the multivariate dark uncertainty. Different methods are developed in the literature to estimate $\boldsymbol{\mu}$ and $\boldsymbol{\Psi}$. While Gasparrini et al. (2012) and Jackson et al. (2013) discuss the frequentist approaches, Bodnar and Bodnar (2023), Bodnar and Bodnar (2024a), and Bodnar and Bodnar (2024b) develop Bayesian methods, recently.

Another method to adjust multivariate measurements is based on the multivariate location-scale model, a generalization of the univariate approach, expressed as

$$\mathbf{x}_i = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_i \quad \text{with} \quad \boldsymbol{\varepsilon}_i \sim \mathrm{N}_p(\mathbf{0},\mathbf{U}_i), \tag{2}$$

where the measurement errors $\boldsymbol{\varepsilon}_1,\dots,\boldsymbol{\varepsilon}_n$ are assumed to be mutually independent. The parameter vector $\boldsymbol{\mu}$ is the overall mean vector and it usually presents the main parameter of the model, similarly to the multivariate random effects model. The matrix $\mathbf{B}$ is a diagonal matrix with entries $b_1,\dots,b_p$. This matrix is used to adjust the reported unceratinties from the individual studies in the multiplicative way. If $p = 1$, the multivariate location-scale model becomes the univariate location-scale model and the multivariate Birge ratio method connected to the multivariate location-scale model becomes the univariate Birge ratio method, previously studied in Birge (1932), Bodnar and Elster (2014), Bodnar and Eriksson (2023), among others.

The multivariate Birge ratio model has recently been developed in Bodnar and Bodnar (2025), who derive the maximum likelihood estimator for the parameters $\boldsymbol{\mu}$ and $\mathbf{B}$ (or $\mathbf{b}$) of model (2). Let $\mathbf{b} = (b_1,\dots,b_p)^\top$ be the vector of the diagonal elements of the matrix $\mathbf{B}$ and define $\tilde{\boldsymbol{b}} = \left(\boldsymbol{b_1^{-1}},\dots,\boldsymbol{b_p^{-1}}\right)^\top$ as the vector which consist of the inverses of the diagonal elements of $\mathbf{B}$. Then, we get

(i) The maximum likelihood estimator for $\mathbf{B}$ is given by

$$\widehat{\boldsymbol{B}} = diag(\hat{\tilde{\boldsymbol{b}}}^{-1}), \tag{3}$$

where $\mathbf{b}$ is a vector with positive elements that solves the following system of quadratic equations

$$\tilde{\boldsymbol{b}} \odot \left(\boldsymbol{Q}\tilde{\boldsymbol{b}}\right) = \mathbf{1}_\mathrm{p} \tag{4}$$

with

$$\boldsymbol{Q} = \frac{\boldsymbol{1}}{\boldsymbol{n}}\sum_{i=1}^{n}\boldsymbol{A}_i\boldsymbol{U}_i^{-1}\boldsymbol{A}_i - \frac{\boldsymbol{1}}{\boldsymbol{n}}\sum_{i=1}^{n}\boldsymbol{A}_i\boldsymbol{U}_i^{-1}\left(\frac{\boldsymbol{1}}{\boldsymbol{n}}\sum_{i=1}^{n}\boldsymbol{U}_i^{-1}\right)^{-1}\frac{\boldsymbol{1}}{\boldsymbol{n}}\sum_{i=1}^{n}\boldsymbol{U}_i^{-1}\boldsymbol{A}_i,$$

where $\mathbf{A}_i = diag(\mathbf{x}_i)$, i.e., a diagonal matrix with diagonal elements equal to the corresponding elements of the vector $\mathbf{x}_i$ and $\mathbf{1}_p$ is the p-dimensional vector of ones. The symbol $\odot$ denotes the Hadamard product.

(ii) The maximum likelihood estimator for μ is given by

$$\hat{\boldsymbol{\mu}} = \bar{x}(\widehat{\boldsymbol{B}}) = \widehat{\boldsymbol{B}}\left(\textstyle\sum_{i=1}^{n}\boldsymbol{U}_i^{-1}\right)^{-1}\textstyle\sum_{i=1}^{n}\boldsymbol{U}_i^{-1}\widehat{\boldsymbol{B}}^{-1}\boldsymbol{x}_i\,. \tag{5}$$

Moreover, using the generalized likelihood ratio approach, Bodnar and Bodnar (2025) derive asymptotic marginal confidence intervals for each component of the overall mean vector $\boldsymbol{\mu}$ which for the j-th component is given by

$$\mathcal{C}(\mu_j) = \left[\hat{\mu}_j - u_{(1+\gamma)/2}\sqrt{d_{jj}}, \hat{\mu}_j + u_{(1+\gamma)/2}\sqrt{d_{jj}}\right], \tag{6}$$

where u_β is the β-quantile of the standard normal distribution, $\hat{\mu}_j$ is the j-th element of $\hat{\boldsymbol{\mu}}$, and d_{jj} is the j-th diagonal element of $\widehat{\boldsymbol{B}}\left(\sum_{i=1}^{n}\boldsymbol{U_i^{-1}}\right)^{-1}\widehat{\boldsymbol{B}}$.

It is noted that the system of quadratic equations (4) cannot be solved analytically in general. One of possible methods to find the solution of (4) is the usage of the Buchberger algorithm which is based on the Gröbner basis and is implemented in Mathematica (see Buchberger and Winkler (1998), Buchberger (2001), Cox et al. (2015)). However, when $p = 2$, the system of quadratic equations (4) can be rewritten as

$$\begin{cases} q_{11}\tilde{b}_1^2 + q_{12}\tilde{b}_1\tilde{b}_2 = 1, \\ q_{21}\tilde{b}_1\tilde{b}_2 + q_{22}\tilde{b}_2^2 = 1, \end{cases} \tag{7}$$

where q_{jm} are the elements of $\mathbf{Q}$ for $j,m = \{1,2\}$ with $q_{12} = q_{21}$. Then, the unique solution of (7) consisting of positive elements in $\tilde{\boldsymbol{b}}$, is given by

$$\hat{\tilde{b}}_1 = \frac{1}{\sqrt{q_{11}}\sqrt{1+\frac{q_{12}}{\sqrt{q_{11}q_{22}}}}}\,, \hat{\tilde{b}}_2 = \frac{1}{\sqrt{q_{22}}\sqrt{1+\frac{q_{12}}{\sqrt{q_{11}q_{22}}}}}. \tag{8}$$

Another important special case corresponds to diagonal covariance matrices $\mathbf{U}_i$. In this case, the matrix $\mathbf{Q} = (q_{jm})_{j,m=\{1,\dots,p\}}$ is also diagonal with the diagonal elements given by

$$q_{jj} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{x_{i,j}^2}{u_{i,jj}} - \frac{\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_{i,j}/u_{i,jj}\right)^2}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}1/u_{i,jj}},$$

where $\mathbf{x}_i = (x_{i,1},\dots,x_{i,p})^\top$ and $\mathbf{U}_i = (u_{i,jm})_{j,m=\{1,\dots,p\}}$. Hence, the inverse of j-th element of $\mathbf{b}$ becomes

$$\hat{b}_j = \sqrt{q_{jj}}$$

and it coincides with the Birge ratio computed for the j-the measured feature based on a univariate sample of measurement results for this feature (see Weise and Wöger (2000)). Also, the maximum likelihood estimator of the j-th component of $\boldsymbol{\mu}$ becomes

$$\hat{\mu}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n}x_{i,j}/u_{i,jj}}{\sum_{i=1}^{n}1/u_{i,jj}},$$

which is the weighted mean estimator, widely spread in the univariate case (see Bodnar and Elster (2014), Strawderman and Rukhin (2010)).

3. Assessing dark uncertainty in measurements for the effectiveness of the hypertension treatment

In this section, we apply the multivariate Birge ratio method to assess the dark uncertainty in real data which consist of the results of ten studies on the effectiveness of the hypertension treatment. In each individual study, four features were measured which are systolic blood pressure (SBP), diastolic blood pressure (DBP), cardiovascular disease (CVD), and stroke. We refer to Wang et al. (2005) for the detailed description of the considered data. Additionally, three approaches from frequentist statistics are used to infer the parameters of the multivariate random effects model.

The measurements of each study together with reported covariance matrices are available Table 1 of Riley et al. (2015). Some of the provided covariance matrices however appear not to be positive definite. These covariance matrices are adjusted by adding a diagonal matrix with the same diagonal elements to ensure that all reported covariance matrices are positive definite. The aim of the study was to analyze whether hypertension treatments can lower SBP and DBP and whether these treatments lead to the significant reduction of the risks of CVD and stroke. The variables SBP and DBP are defined as differences between the mean results in the group who received treatments and in the placebo group (without treatment), while the variables CVD and stroke are defined as the logarithms of the hazard ratio computed for the two groups. As such, negative values indicate the presence of the treatment effect. Also, the estimators of the overall mean vector together with the uncertainties obtained by the multivariate Birge ratio method and the multivariate random effects model will be compared in this section.

The maximum likelihood estimates for the parameters of the multivariate location-scale model (2) are computed as

$$\hat{\boldsymbol{\mu}} = \begin{pmatrix} -9.584 \\ -3.682 \\ -0.112 \\ -0.400 \end{pmatrix}, \hat{\boldsymbol{B}} = \begin{pmatrix} 2.719 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 3.302 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.683 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.955 \end{pmatrix}.$$

It is interesting that two diagonal elements of the matrix $\hat{\boldsymbol{B}}$ are larger than one, while the other two values are smaller than one, indicating that the reported uncertainties in the case of the SBP and DBP measurements are too small, and they need to be corrected. This is not the case with the uncertainties reported in the case of the CVD and stroke variables.

In Table 1, the estimates of the overall mean vector $\boldsymbol{\mu}$ are depicted together with their standard errors and 95% confidence intervals computed for each component of $\boldsymbol{\mu}$ separately.

Table 1: Estimates, standard errors, and 95% confidence intervals for the components of the overall mean vector $\boldsymbol{\mu}$ obtained by applying the multivariate Birge ratio method derived in Bodnar and Bodnar (2025), the maximum likelihood and the restrictive maximum likelihood approaches under the multivariate random effects model described in Gasparrini et al. (2012), and the method of moments under the multivariate random effects model from Jackson et al. (2013).

	μ_1 (SBP)	μ_2 (DBP)	μ_3 (CVD)	μ_4 (stroke)
MLE, Multivariate Birge ratio method				
estimate	-8.79	-4.001	-0.226	-0.388
stand. error	0.506	0.357	0.046	0.073
conf. inter.	[-9.783, -7.801]	[-4.701, -3.300]	[-0.316, -0.136]	[-0.531, -0.244]
MLE, Gasparrini et al. (2012)				
estimate	-10.177	-4.622	-0.232	-0.323
stand. error	0.867	0.497	0.071	0.093
conf. inter.	[-11.875,-8.478]	[-5.596,-3.647]	[-0.371,-0.093]	[-0.505,-0.140]
REML, Gasparrini et al. (2012)				
estimate	-10.224	-4.646	-0.233	-0.321
stand. error	0.927	0.530	0.071	0.095
conf. inter.	[-12.039,-8.408]	[-5.685,-3.608]	[-0.372,-0.093]	[-0.507,-0.134]
Method of moments, Jackson et al. (2013)				
estimate	-9.923	-4.500	-0.228	-0.335
stand. error	0.634	0.394	0.072	0.107
conf. inter.	[-11.166,-8.681]	[-5.267,-3.724]	[-0.369,-0.086]	[-0.545,-0.125]

While no large differences are present in the estimators of the corresponding elements of the mean vector, the standard uncertainties differ significantly.

The application of the multivariate Birge ratio method results in the smallest standard errors and narrowest confidence intervals. This approach is followed by the multivariate random effect models with the parameters estimated by the method of moments. Finally, the widest confidence intervals are obtained when the parameters of the multivariate random effects model are fitted by the restrictive maximum likelihood method.

Independently of the employed model to assess the presence of the dark uncertainty in the considered multivariate measurements and the method used to estimate the parameters in the case of the multivariate random effects model, all results in Table 1 confirm the presence of the effectiveness of the hypertension treatments in all four variables. These findings are in line with the previous results reported in Riley et al. (2015) who draw the same conclusion by fitting the multivariate random effects model to the data.

4. Summary

Combining the measurements of individual studies and the results of the interlaboratory studies into a single consensus value is an important topic of modern research with applications in medicine, chemistry, physics, metrology, among others. The situation becomes even more challenging when several features are measured in each individual study and it is reported together with the covariance matrix, the multivariate measure of uncertainty.

In this study, we discuss the novel procedure to pool multivariate results of individual studies into the consensus vector by employing the multivariate location-scale model in connection with the multivariate Birge ratio methods, recently developed in Bodnar and Bodnar (2025). The estimators of the model parameters are obtained by applying the maximum likelihood approach. The new procedure is compared to the multivariate random effects model via an empirical application dealing with the study of the effectiveness of the hypertension treatments. It is found that the application of the multivariate Birge ratio method results in a more precise estimator of the overall mean vector. The computed standard uncertainties of the components of the overall mean vector are considerable smaller than the uncertainties obtained when the multivariate random effects model is used with different estimation procedures. Furthermore, independently of the employed model, the presence of the effectiveness of the hypertension treatments is found.

Acknowledgement

Olha Bodnar acknowledges valuable support from the internal grand (Rörlig resurs) of the Orebro University. This research is a part of the project ``Statistical Models and Data Reductions to Estimate Standard Atomic Weights and Isotopic Ratios for the Elements, and to Evaluate the Associated Uncertainties´´ (No. 2019-024-1-200), IUPAC (International Union of Pure and Applied Chemistry).

References

1. Birge, R. T. (1932). The calculation of errors by the method of the least squares. *Physical Reviev*, 40(2):207–227.
2. Bodnar, O. and Bodnar, T. (2023). Bayesian estimation in multivariate inter-laboratory studies with unknown covariance matrices. *Metrologia*, 60(5):054003.
3. Bodnar, O. and Bodnar, T. (2024a). Gibbs sampler approach for objective Bayesian inference in elliptical multivariate meta-analysis random effects model. *Computational Statistics & Data Analysis*, 197:107990.
4. Bodnar, O. and Bodnar, T. (2024b). Objective Bayesian meta-analysis based on generalized marginal multivariate random effects model. *Bayesian Analysis*, 19(2):531–564.
5. Bodnar, O. and Bodnar, T. (2025). Birge ratio method for modeling dark uncertainty in multivariate meta-analyses and inter-laboratory studies. *Journal of Multivariate Analysis*, 205:105376.
6. Bodnar, O. and Elster, C. (2014). On the adjustment of inconsistent data using the Birge ratio. *Metrologia*, 51(5):516.
7. Bodnar, O. and Eriksson, V. (2023). Bayesian model selection: Application to the adjustment of fundamental physical constants. *The Annals of Applied Statistics*, 17(3):2118– 2138.
8. Bodnar, O., Link, A., Arendack´a, B., Possolo, A., and Elster, C. (2017). Bayesian estimation in random effects meta-analysis using a non-informative prior. *Statistics in Medicine*, 36(2):378–399.
9. Bodnar, O., Link, A., and Elster, C. (2016). Objective Bayesian inference for a generalized marginal random effects model. *Bayesian Analysis*, 11(1):25–45.
10. Buchberger, B. (2001). Gröbner bases and systems theory. *Multidimensional Systems and Signal Processing*, 12:223–251.
11. Buchberger, B. and Winkler, F. (1998). *Gr¨obner Bases and Applications*. Cambridge University Press, Cambridge.
12. Cox, D., Little, J., O’shea, D., and Sweedler, M. (2015). *Ideals, Varieties, and Algorithms*. Springer, Cham.
13. Gasparrini, A., Armstrong, B., and Kenward, M. (2012). Multivariate meta-analysis for non-linear and other multi-parameter associations. *Statistics in Medicine*, 31(29):3821– 3839.
14. Guolo, A. and Varin, C. (2017). Random-effects meta-analysis: The number of studies matters. *Statistical Methods in Medical Research*, 26(3):1500–1518.
15. Hardy, R. J. and Thompson, S. G. (1996). A likelihood approach to meta-analysis with random effects. *Statistics in Medicine*, 15(6):619–629.
16. Jackson, D., White, I. R., and Riley, R. D. (2013). A matrix-based method of moments for fitting the multivariate random effects model for meta-analysis and meta-regression. *Biometrical Journal*, 55(2):231–245.

17. Jackson, D., White, I. R., and Riley, R. D. (2020). Multivariate meta-analysis. In Schmid, C. H., Stijnen, T., and White, I. R., editors, *Handbook of Meta-Analysis*, pages 163–186. CRC Press.

18. Jackson, D., White, I. R., and Thompson, S. G. (2010). Extending DerSimonian and Laird's methodology to perform multivariate random effects meta-analyses. *Statistics in Medicine*, 29(12):1282–1297.

19. Riley, R., Price, M., Jackson, D., Wardle, M., Gueyffier, F., Wang, J., Staessen, J. A., and White, I. (2015). Multivariate meta-analysis using individual participant data. *Research synthesis methods,* 6(2):157–174.

20. Rukhin, A. L. (2013). Estimating heterogeneity variance in meta-analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Ser. B*, 75:451–469.

21. Strawderman, W. E. and Rukhin, A. L. (2010). Simultaneous estimation and reduction of nonconformity in interlaboratory studies. *Journal of the Royal Statistical Society: Ser. B*, 72:219–234.

22. Tiesinga, E., Mohr, P. J., Newell, D. B., and Taylor, B. N. (2021). CODATA recommended values of the fundamental physical constants: 2018. *Reviews of Modern Physics*, 93(2):025010.

23. Turner, R. M., Jackson, D., Wei, Y., Thompson, S. G., and Higgins, J. (2015). Predictive distributions for between-study heterogeneity and simple methods for their application in Bayesian meta-analysis. *Statistics in Medicine*, 34(6):984–998.

24. Veroniki, A. A., Jackson, D., Bender, R., Kuss, O., Langan, D., Higgins, J. P., Knapp, G., and Salanti, G. (2019). Methods to calculate uncertainty in the estimated overall effect size from a random-effects meta-analysis. *Research Synthesis Methods*, 10(1):23–43.

25. Wang, J.-G., Staessen, J. A., Franklin, S. S., Fagard, R., and Gueyffier, F. (2005). Systolic and diastolic blood pressure lowering as determinants of cardiovascular outcome. *Hypertension*, 45(5):907–913.

26. Weise, K. and Wöger, W. (2000). Removing model and data non-conformity in measurement evaluation. *Measurement Science and Technology*, 11(12):1649.

Надійшла (Received) 11.02.2025
Прийнята до друку (accepted for publication) 11.03.2025

ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРІВ/ABOUT THE AUTHORS

Ольга Боднар – PHD, запрошена дослідниця, Національний інститут стандартів і технологій, Гейтерсбург, Меріленд 20899-8980, США, та доцент у відділі статистики, Бізнес-школа, Університет Еребру, SE-701 82 Еребру, Швеція, e-mail: olha.bodnar@oru.se, ORCID: 0000-0003-1359-3311

Olha Bodnar – PHD, Guest Researcher, National Institute of Standards and Technology, Gaithersburg, MD 20899-8980, USA, and Associate Professor, Unit of Statistics, School of Business, Örebro University, SE-701 82 Örebro, Sweden, e-mail: olha.bodnar@oru.se, ORCID: 0000-0003-1359-3311

Тарас Боднар – PHD, професор, Кафедра менеджменту та інженерії, Університет Лінчепінга, SE-58183 Лінчепінг, Швеція, e-mail: taras.bodnar@liu.se, ORCID: 0000-0001-7855-8221

Taras Bodnar – PHD, Professor, Department of Management and Engineering, Linköping University, SE-58183 Linköping, Sweden, e-mail: taras.bodnar@liu.se, ORCID: 0000-0001-7855-8221

Теоретичні та практичні аспекти методу коригування невизначеності багатовимірних вимірювань за допомогою коефіцієнта Бірге

О. Боднар, Т. Боднар

Анотація

У статті ми представляємо багатовимірну модель масштабу розташування, пов'язану з багатовимірним методом коефіцієнта Бірге, новим підходом до моделювання темної невизначеності, яка зазвичай присутня, коли результати окремих досліджень об'єднуються. В емпіричній ілюстрації підхід застосовується до результатів вимірювань, що використовуються для вивчення ефективності лікування гіпертензії. Результати порівнюються з результатами, отриманими при використанні багатовимірної моделі випадкових ефектів. Обидві моделі підтверджують, що лікування гіпертензії може знизити систолічний та діастолічний артеріальний тиск, а також призвести до значного зниження ризику серцево-судинних захворювань та інсульту. Крім того, багатовимірний метод коефіцієнта Бірге дає точніші оцінки загального середнього вектора, що призводить до значно менших стандартних помилок та вужчих довірчих інтервалів.

Ключові слова: темна невизначеність; багатовимірний метод коефіцієнта Бірге; багатовимірна модель масштабу місця; багатовимірна модель випадкових ефектів.

UDC 006.91 DOI: 10.30837/2663-9564.2025.1.03

STATISTICAL ASSESSMENT OF THE RELIABILITY OF DECISIONS ON THE STATE OF CONTROLLED TECHNOLOGICAL PROCESS BASED ON E. VOLODARSKYI* APPROACH

Oleh Kozyr[1], Zygmunt L. Warsza[2]

[1]*Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute, Department of Information and Measuring Technologies, Kyiv Ukraine*
[2]*Polish Metrological Society, Warsaw, Poland*

Abstract. The article concerns the issues of using control charts to study the parameters describing the state of the products in their production process. The identification of reliability of a decision is based on the assessment of disturbances occurring in it is discussed. Using is the method proposed by Yevhen Volodarskyi, that was based on Bayesian approach. The influence of measurement errors and their distribution of probability on the correctness of the decisions taken is considered. In the article two estimations of conformity of technological process to the norms based on the results of its control are considered. The first assessment is a-priori probability or reliability of the control result, which is performed before the control procedure and is based on a-priori data about the process and measurement error. The paper proposes the use of the second assessment, namely the posterior probability of compliance of the technological process with the norms. This assessment of compliance is performed after the control result is obtained, when only half of the set of elementary events contributing to the occurrence of one of the control results is left for evaluation. The use of this estimation allows doubling the statistical reliability of the control result estimation. The effectiveness of assessing the compliance of the technological process with the standards established for the uniform distribution of the values of its controlled parameters and their measurement errors is also determined.

Keywords: statistical process control, process quality control, measurement errors, statistical reliability of decisions, conformity assessment, probability of Bayes, a-priori and a-posteriori probability, Python data modeling.

1. Introduction

Product quality is determined by the conformity of all technical parameters of the technological process to predetermined norms and standards. In addition, to ensure product quality, it is necessary to control the conformity of manufactured products with the requirements of these norms and standards. In production, this control is carried out by measuring the relevant characteristic parameters of the technological process and the manufactured products.

Randomness of destabilizing factors leads to dispersion of values of characteristic parameters of products in production processes. The randomness of the deviation of the parameters is based on the specific theoretical law of distribution of the possible results [9].

Conformity assessment is all about gaining initial information about a given process's current state through comparison of process characteristics or indicators with pre-defined requirements [9, 10]. Based on the functional purpose of the product, standards are established or calculated. Compliance testing is used to determine the actual state of the product, that is, whether it conforms to the standards [9, 11].

Quality assurance is based on creating quality through the production process, not by inspecting its results. The detected non-conformity is an event that has already occurred and cannot be prevented, so it is always too late to inspect. However, the occurrence of nonconformities can be prevented by proactive management of process characteristics [9].

Assessment of compliance of technological processes or manufactured products with the norms is very often performed with the help of control charts [12]. The use of the tool of control charts for conformity assessment implies the absence of errors in the

---

* Doctor of Technical Sciences Yevhen T. Volodarskyi, Professor of the National Technical University of Ukraine “Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute” in Chair of Information and Measuring Technologies, died suddenly on February 9, 2025, in Kyiv at the age of 80 in the fullness of his creative power.

Prof. Ye. Volodarskyi awarded by the President of Ukraine “Honored Lecturer of Ukraine”, was also President of the Academy of Metrology of Ukraine association, Chairman of the sub-commission “Metrology” at the State Accreditation Agency of Ukraine, senior member of IEEE, and member of the international scientific council of the Polish journal PAR (Measurement Automation Robotics.

During all his professional live he initiated, work himself, and managing the new research problems in the Measurement Science up to the last moments of his hard-working life. He used the current statistical approach to errors and uncertainties of measurements according to convention of guide GUM [1] and always based on the newest world literature. This activity covers accuracy problems of the technical inspection, and the development of methods for assessing the accuracy and reliability of the continuous production process control including measurement systems based on different types of control cards.

Prof. E. Volodarski is author of several books and over 300 publications. As an example, during last 15 years only, together with metrologists from Ukraine and Poland, including authors he published over 60 international publications, mainly in English and Polish. Some last works [2-4], [5-9] are given in the literature of this paper.

Prof. E. Volodarskyi also initiated and participated in the formulation and development of this work.

measurement results of characteristic parameters of the technological process/product or the absence of significant influence of measurement error. In fact, the uncertainty of measurement results is present in real measurements and is often not considered when controlling production using control charts.

Ignoring the uncertainty of the measurement result can lead to the fact that the qualitative assessment of the state of the technological process/product may be false and not correspond to the true state. Uncertainty of the measurement result leads to uncertainty of decision making about process/product compliance. This paper is concerned with the study of a method to improve the statistical reliability of the estimation of conformity of the technological process to norms. The approach considered was proposed by Prof. Ye. T. Volodarskyi.

A priori probabilities based on facts that have been confirmed over time are used as the initial information for assessing compliance. Based on established knowledge about the problem being modeled, the facts can be evaluated. The initial information in the design of information and measurement systems is the a-priori probability of conformity assessment. These are related to characteristics of technological procedure. In order to obtain data on the progress of the process, a measurement procedure is used that is known to be error prone. The state of the technological process is adequately reflected by the results of control and measurement operations if the measurement errors are insignificant. Erroneous decisions are absent in this case [9].

Issues related to the influence of systematic additive measurement error, when it does not occur in the production process, are considered in the monograph [12]. It is assumed that the presence of a constant error can be considered in the calibration of control charts when determining the so-called empirical control limits. An additive error in the law of distribution shifts the control values of the technological process. Erroneous decisions may occur regarding the process [9].

The article [13] examines the criteria for identifying measurement errors during process control. Identifying control points and their locations allows for identifying measurement error impact at the start of process disturbances. The subsequent phase in enhancing the reliability of process control entails the consideration of the impact not only of the additive component of measurement errors but also of the multiplicative component during the calibration of control charts [9].

A study [2-4] analyzed the probability and nature of erroneous decisions with a real characteristic of measurement transformation and considered also methods to increase the reliability of decisions.

The likelihood of incorrect decisions based is on the assumption that one event may happen, using the Bayes approach to reduce the number of potential causes by twofold. This increases the reliability of decisions [14, 15].

When taking into consideration the outcomes that are tainted by bias, the corrections applied to decision errors, the reproduction of the general population, and the determination of the probability of a true positive result, the primary advantages of the Bayesian approach become evident [16]. The Bayesian approach estimates event probabilities based on experimental data. It uses prior knowledge to calculate probabilities of events [9].

2. Process quality control

In this paper we will consider the case when the compliance of the technological process with the norms is determined by one parameter x. This parameter is characterized by the nominal value x_{nom}, which ideally should reproduce the parameter x and which is defined by the standards for production.

During production, the controlled parameter's value differs from its nominal value, varying across objects due to production errors and unstable factors. These errors result in random values, making compliance difficult [17]. Limits x_l and x_u are placed on these values. A conformity assessment procedure is performed to determine if objects comply with the standard [18].

The paper assumes that the random variable of the process parameter x has a uniform distribution law. The permissible values of the characteristic parameter x are defined by the production standards. Finding the value of the parameter x in the range of permissible values indicates that the technological process is normal and complies with the standards for production:

$$x_l \leq x \leq x_u \tag{1}$$

where x_l: lower boundary of the range of permissible values of the characteristic parameter of the technological process; x_u: upper boundary of the range of permissible values.

The paper considers the case when the boundaries of the range of permissible values (1) are symmetric with respect to the nominal value $x_{nom} = \frac{x_u - x_l}{2}$. In addition to the permissible values of the parameter x, which are allowed by the norms in the production, the value of the parameter x can go beyond the permissible range (1) and accordingly take values inadmissible by the standard. Let's assume that all possible values of the characteristic parameter of the technological process x belong to the range of possible values with lower boundary x_{min} and upper boundary x_{max}, respectively:

$$x_{min} \leq x \leq x_{max}. \tag{2}$$

In addition, we assume that the limits of possible values (2) of the parameter x are also placed symmetrically with respect to the nominal value x_{nom}. Let's introduce a value which characterizes the length of the interval of permissible values $N = x_u - x_l$. Also, let us introduce $H = x_{nom} - x_{min} = x_{max} - x_{nom}$, which characterizes the half-range of the range of possible values of the parameter x. Fig. 1 shows the graphical representation of the entered values and the corresponding permissible and possible range of values of the parameter x.

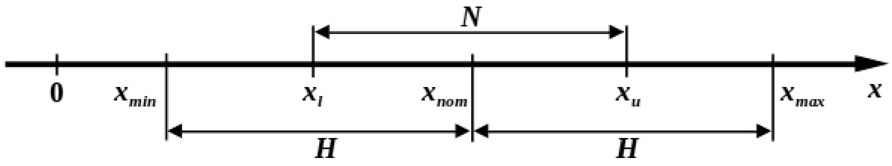


Fig. 1. Ranges of values of the characteristic parameter x of the technological process

Process control involves measuring a characteristic process parameter x and a measurement result z:

$$z = z(x). \tag{3}$$

The result z of the characteristic parameter x measurement is used to construct control charts.

As indicated in the extant literature, including the works of experts such as [19], control charts have been employed for a considerable period to evaluate the conformance of technological processes to specified standards. The nominal value of the characteristic parameter is assumed when constructing the control charts, provided that the technological process is in a statistically controlled state [18]. As illustrated in Figure 2, this nominal value corresponds to the center line (CL) on the graph. The nominal value undergoes either reproduction or calculation. The upper UCL and lower LCL limits are relative to CL (see Figure 2). These lines are referred to as "action lines." These lines represent the limits of the tolerance interval, i.e., the permissible deviation and the characteristic parameter from the nominal value. The tech process conforms to standards (1) [20] because its parameter is in the tolerance interval.

Fig. 2 shows a control chart on which the measured values z_i (3) of a characteristic process parameter x are plotted.

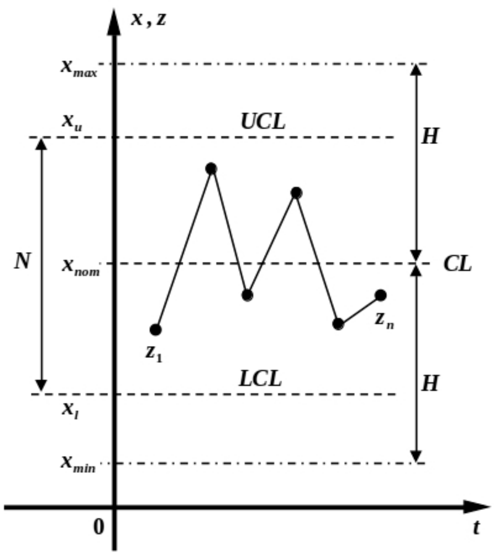


Fig. 2. Process control chart

On the other hand, over time the aging of the production element base can lead to non-compliance of the technological process with the norms, but in this paper, we will be interested in the event of the process fault occurrence at some point in time and the appearance of the corresponding signal from the control chart.

For the sake of simplicity of mathematical calculations, in this paper it was decided not to consider that control charts are used for random processes distributed beyond normal law.

3. Assessment of the result of process control

Let's consider the influence of measurement error on the measurement result on the basis of which decisions about the state of the technological process are made. In this paper we will consider additive random measurement error y. Then equation (3) of the measurement result z of the parameter x will have the form:

$$z = x + y. \tag{4}$$

3.1. No measurement uncertainty

Assuming that there is no measurement error $y = 0$, then the measurement result (4) will correspond exactly to the value of the characteristic process parameter:

$$z = x. \tag{5}$$

As a result of the conducted control, the researcher decides about the state of the technological process. As already mentioned for this purpose he uses control charts, which are built on the measurement data of characteristic parameters of the technological process. In the ideal case of no measurement error, the measurement result corresponds to the value of the technological process parameter and the decision made corresponds to the actual state of the technological process. In this case, there are two possible outcomes of control:

- event A: the technological process is normal and complies with standards,
- event $\overline{A}$: the technological process is faulty and does not meet the standards.

These outcomes constitute a complete group of mutually exclusive events:

$$\Omega_1 = \{A, \overline{A}\}. \tag{6}$$

And accordingly, the probabilities of these events (6) satisfy the expression:

$$P(A) + P(\overline{A}) = 1. \tag{7}$$

The event A will occur if condition (1) is met, i.e. the measurement result z of the process parameter is within the range of acceptable values. The event $\overline{A}$ will occur if condition (1) is not met.

The random nature of the parameter x change leads to the possibility of calculating the probability of occurrence of each of the possible events (6) when the expression (7) is fulfilled. These events (6) are the same both for the actual state of the process before the control and for the result of the conducted control, due to the absence of measurement error (5). The probabilities of occurrence of events (6) depend only on the values of the characteristic parameter x of the technological process and the boundaries of the intervals (1-2), i.e. on the state of the process itself.

The probabilities of occurrence of events (6) are favored by the size of the corresponding interval into which the parameter x value falls (Fig. 1). Therefore, the probabilities of occurrence of events (6) are proportional to the lengths of the corresponding ranges (Fig. 1). To calculate the probabilities (7) for the uniform law of distribution of the parameter x, it is necessary to determine the sizes of the corresponding ranges that favor events (6). The expression for probabilities (7) is given in Table 1.

Table 1. Probabilities (7) of the occurrence of control results (6)

A	$\overline{A}$
$P(A) = P(x_l \le z \le x_u)$	$P(\overline{A}) = P[(x_{min} \le z < x_l) \cup (x_u < z \le x_{max})]$
$P(A) = \int_{x_l}^{x_u} f_1(x)dx$	$P(\overline{A}) = \int_{x_{min}}^{x_l} f_1(x)dx + \int_{x_u}^{x_{max}} f_1(x)dx$
$P(A) = \int_{x_l}^{x_u} f_1(x)dx = \int_{x_l}^{x_u} \frac{1}{2H}dx = \frac{x_u - x_l}{2H} = \frac{N}{2H}$	$P(\overline{A}) = \int_{x_{min}}^{x_l} f_1(x)dx + \int_{x_u}^{x_{max}} f_1(x)dx = = \int_{x_{min}}^{x_l} \frac{1}{2H}dx + \int_{x_u}^{x_{max}} \frac{1}{2H}dx = = \frac{x_l - x_{min}}{2H} + \frac{x_{max} - x_u}{2H} = \frac{2H - N}{2H} = 1 - \frac{N}{2H}$
$P(A) = S_A = hN = \frac{N}{2H}$	$P(\overline{A}) = S_{\overline{A}} = h(x_l - x_{min}) + h(x_{max} - x_u) = = h(x_l - x_{min} + x_{max} - x_u) = = h(x_{max} - x_{min} - [x_u - x_l]) = \frac{2H - N}{2H} = 1 - \frac{N}{2H}$

In this case, to calculate specific numerical values of probabilities (Table 1), it is necessary to know the corresponding distribution density $f_1(x)$ of the parameter x. If the distribution law of characteristic parameter x values is uniform and, accordingly, there are limits of possible values of this parameter (1-2), the probabilities of occurrence of control events (6) will depend on the ranges of parameter x values, which correspond to these events, and the value of the probability density $f_1(x)$ of distribution (Fig. 3).

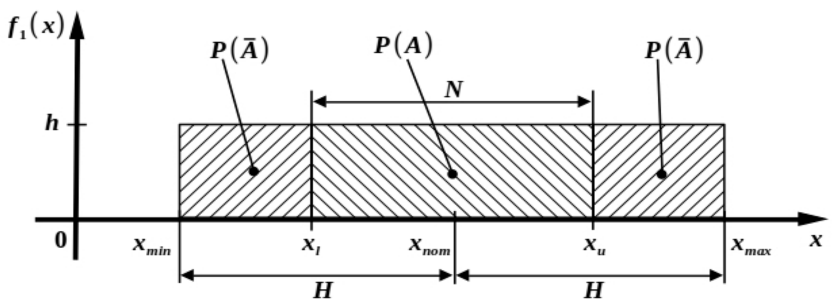


Fig. 3. Probability density $f_1(x)$ of the parameter x distribution

The probability density $f_1(x)$ of distribution of the characteristic parameter x of the technological process on the basis of (Fig. 3) will be constant $f_1(x) = h$. The expression for calculation of the distribution density $f_1(x)$ on the basis of (Fig. 3) and boundary values (1-2) will have the form:

$$f_1(x) = h = \frac{1}{x_{max} - x_{min}} = \frac{1}{x_{nom} + H - (x_{nom} - H)} = \frac{1}{2H}. \quad (8)$$

The values of probabilities (7) will be calculated on the basis of integrals of probability densities for integration ranges (1-2) and will have the form (Table 1). Using the probability density function of the parameter x (8) we can obtain the corresponding expressions of probabilities (7), the calculation of which is presented in Table 1. As can be seen, the expressions obtained correspond to condition (7).

On the other hand, the integral calculates the area under the probability density $f_1(x)$ line and between the boundary values (1-2). Under the uniform law, this probability density $f_1(x)$ is described by a straight line that is parallel to the parameter x value axis (Fig. 3). As a result, the procedure for calculating the integral can be replaced by calculating the areas of rectangles (Fig. 3) $P(A) = S_A$ and $P(\overline{A}) = S_{\overline{A}}$. The corresponding calculations are summarized in Table 1.

3.2. Presence of measurement uncertainty

The presence of uncertainty in the measurement of characteristic parameters of the technological process leads to the appearance of uncertainty in the assessment of compliance of the technological process with the norms.

Measurement errors of the characteristic parameter x of the technological process by real measuring devices lead to the appearance of deviation of the measurement result z of the parameter x from its actual value. Therefore, the measurement result z will depend not only on the parameter itself x (3), but also on the measurement error y of this parameter. In this paper, we will consider only the random additive error of measurement (4).

Let us assume in the paper that the random measurement error y has a uniform distribution law (Fig. 4) with probability density $f_2(y)$:

$$f_2(y) = \frac{1}{2\mu}, \quad (9)$$

where μ is the maximum value of the measurement error

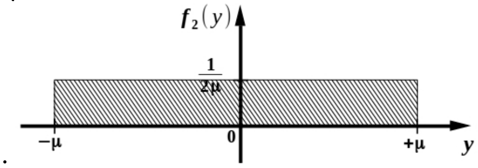


Fig. 4. Density distribution function of measurement error

The presence of measurement error y leads to the fact that as a result of control the decision made about the compliance of the technological process with the norms may diverge from the actual state of the process. Thus, the result of the process control procedure leads to the following elementary events:

- event B: the technological process is normal and complies with the standards:
- event $\overline{B}$: the technological process is faulty and does not comply with the standards.

Since the measured value z should correspond to the given norms (1), the calculations of the probability of occurrence of events B and $\overline{B}$ coincide with the expressions from Table 1. The integration ranges will accordingly be the same as for x (Fig. 3).

Since the actual state of the technological process (Tab. 1) may differ from the control result, the result is combinations of elementary events, the set of variants of which can be described by the following expression:

$$\Omega = \{AB, \overline{AB}, A\overline{B}, \overline{A}B\}. \quad (10)$$

The significance of each event (10) can be characterized by:

- the AB control result corresponds to the actual state that the process conforms to the norms,
- the $\overline{AB}$ control result corresponds to the actual state that the process does not correspond to the norms,
- the $A\overline{B}$ result of the control does not correspond to the actual state that the process is normal, but the result of the control shows that the process does not correspond to the norms,
- the $\overline{A}B$ result of control does not correspond to the actual state that the process does not correspond to norms, but in the result of control, the decision corresponds to norms.

The outcomes (10) constitute a complete group of mutually exclusive events (Table 2):

$$\sum_{i=1}^{4} P_i = 1. \quad (11)$$

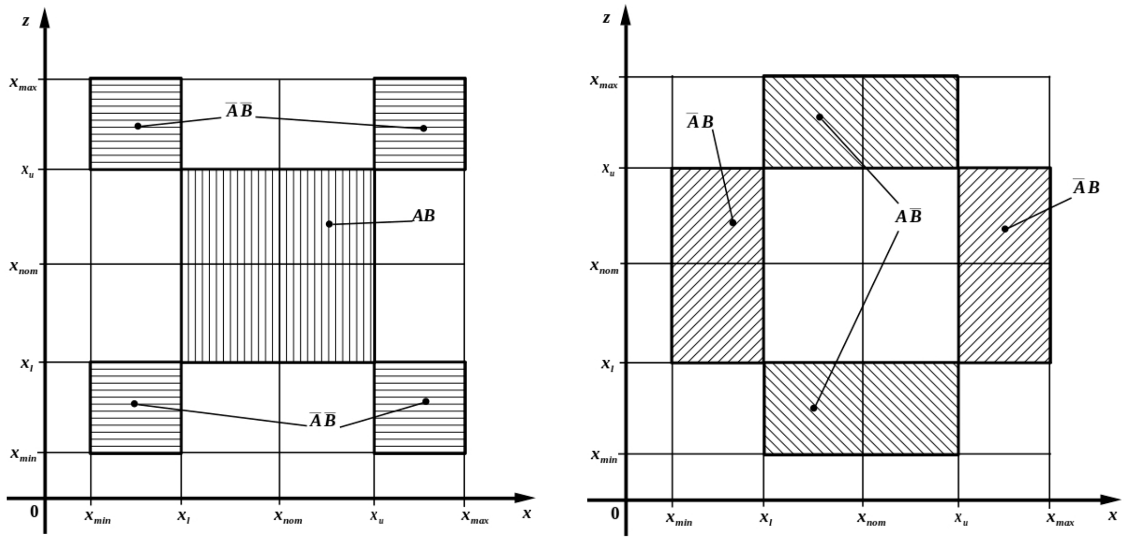
The set of outcomes that lead to the occurrence of events (10) are obtained by finding the values of the characteristic parameter x of the technological process and the measurement result z of this parameter during the control of the technological process in the corresponding ranges (1-2). Probabilities (11) of occurrence of events (10) as a result of control will be proportional to the intersections of ranges (1-2) that correspond to the parameter x and the measurement result z (Table 2).

The probability density of the probability distribution of the values of the control results z will be a function of the densities of the characteristic parameter x and the measurement error y: $f_3(z) = f_3(f_1(x), f_2(y))$. In addition, it is necessary to consider the joint densities of distributions $f_4(x, z)$ and $f_5(x, y)$. The area of integration for finding probabilities (Table 2) will be the plane in coordinates x, z (Fig. 5). Intersections of the ranges (1-2) give corresponding rectangular plane geometric figures (Fig.5), the areas of which are proportional to the probability of occurrence of the corresponding event (10). The areas of geometric figures that contribute to the occurrence of complex events are estimated from Fig. 5.

The probability density $f_1(x)$ of the parameter x value distribution and the density $f_3(z)$ of its measurement result z are dependent, as well as the corresponding events A and B, because of the dependence of the measurement result on the parameter x (3). In order to pass independent events, it is necessary to substitute in the expressions in Table 2 instead of z its definition from expression (4). After the mathematical transformation, the probabilities from Table 2 will be represented by the expressions given in Table 3.

Table 2. Probabilities of occurrence of complex events (10)

	A	$\overline{A}$
B	$P(AB) =$ $= P_1[(x_l \le x \le x_u) \cap (x_l \le z \le x_u)]$	$P(\overline{A}B) =$ $= P_4\left[\begin{matrix}([x_{min} \le x < x_l] \cup [x_u < x \le x_{max}]) \cap \\ \cap\, (x_l \le z \le x_u)\end{matrix}\right]$
$\overline{B}$	$P(A\overline{B}) =$ $= P_3\left[\begin{matrix}(x_l \le x \le x_u) \cap \\ \cap\, ([x_{min} \le z < x_l] \cup [x_u < z \le x_{max}])\end{matrix}\right]$	$P(\overline{A}\overline{B}) =$ $= P_2\left[\begin{matrix}([x_{min} \le x < x_l] \cup [x_u < x \le x_{max}]) \cap \\ \cap\, ([x_{min} \le z < x_l] \cup [x_u < z \le x_{max}])\end{matrix}\right]$



.

Fig. 5. Integration areas for finding probabilities (Table 2)

Table 3. Probabilities of the occurrence of independent events (10)

	A	$\overline{A}$
B	$P(AB) = P_1[(x_l \le x \le x_u) \cap (x_l \le z \le x_u)]=$ $=P_1[(x_l \le x \le x_u) \cap (x_l \le x + y \le x_u)]=$ $=P_1[(x_l \le x \le x_u) \cap (x_l - x \le y \le x_u - x)]$	$P(\overline{A}B) = P_4\left[\begin{matrix}([x_{min} \le x < x_l] \cup [x_u < x \le x_{max}]) \cap \\ \cap\, (x_l \le z \le x_u)\end{matrix}\right]=$ $=P_4\left[\begin{matrix}([x_{min} \le x < x_l] \cup [x_u < x \le x_{max}]) \cap \\ \cap\, (x_l \le x + y \le x_u)\end{matrix}\right]=$ $=P_4\left[\begin{matrix}([x_{min} \le x < x_l] \cup [x_u < x \le x_{max}]) \cap \\ \cap\, (x_l - x \le y \le x_u - x)\end{matrix}\right]$
$\overline{B}$	$P(A\overline{B}) = P_3\left[\begin{matrix}(x_l \le x \le x_u) \cap \\ \cap\, ([x_{min} \le z < x_l] \cup [x_u < z \le x_{max}])\end{matrix}\right]=$ $P_3\left[\begin{matrix}(x_l \le x \le x_u) \cap \\ \cap\, ([x_{min} \le x + y < x_l] \cup [x_u < x + y \le x_{max}])\end{matrix}\right]=$ $P_3\left[\begin{matrix}(x_l \le x \le x_u) \cap \\ \cap\, ([x_{min} - x \le y < x_l - x] \cup [x_u - x < y \le x_{max} - x])\end{matrix}\right]$	$P(\overline{A}\overline{B}) = P_2\left[\begin{matrix}([x_{min} \le x < x_l] \cup [x_u < x \le x_{max}]) \cap \\ \cap\, ([x_{min} \le z < x_l] \cup [x_u < z \le x_{max}])\end{matrix}\right]=$ $=P_2\left[\begin{matrix}([x_{min} \le x < x_l] \cup [x_u < x \le x_{max}]) \cap \\ \cap\, ([x_{min} \le x + y < x_l] \cup [x_u < x + y \le x_{max}])\end{matrix}\right]=$ $=P_2\left[\begin{matrix}([x_{min} \le x < x_l] \cup [x_u < x \le x_{max}]) \cap \\ \cap\, ([x_{min} - x \le y < x_l - x] \cup [x_u - x < y \le x_{max} - x])\end{matrix}\right]$

In the case of independent variables x and y for the calculation of probabilities (Table 3), the areas of integration for calculating the probabilities of complex events (10) become more complicated. In addition to the boundary values of the intervals introduced above, there appear limiting functions passing through the boundary points (1-2)

$$y = x_{min} - x, \quad y = x_{max} - x, \quad y = x_l - x, \quad \text{and} \quad y = x_u - x.$$

In the case of uniform distribution laws of independent random variables x and y, to calculate probabilities (Table 3) we have the joint distribution density $f_5(x, y)$, which will be equal to the product of distribution densities of the characteristic parameter $f_1(x)$ and the additive measurement error $f_2(y)$:

$$f_5(x, y) = f_1(x) f_2(y). \tag{12}$$

The difficulty in calculating the probabilities of occurrence of the outcomes of the control result (Table 3) using the procedures of integration of the joint distribution density (12) was related to the construction of the ranges of integration of the probability densities of independent random variables x and y, as well as integration of expression (12). Despite the fact that the areas of integration (Fig. 6) of probabilities of occurrence of events (Table 3) represent flat figures bounded by straight lines, the determination of specific ranges of integration presents some difficulty and requires a certain number of computational operations to calculate integrals.

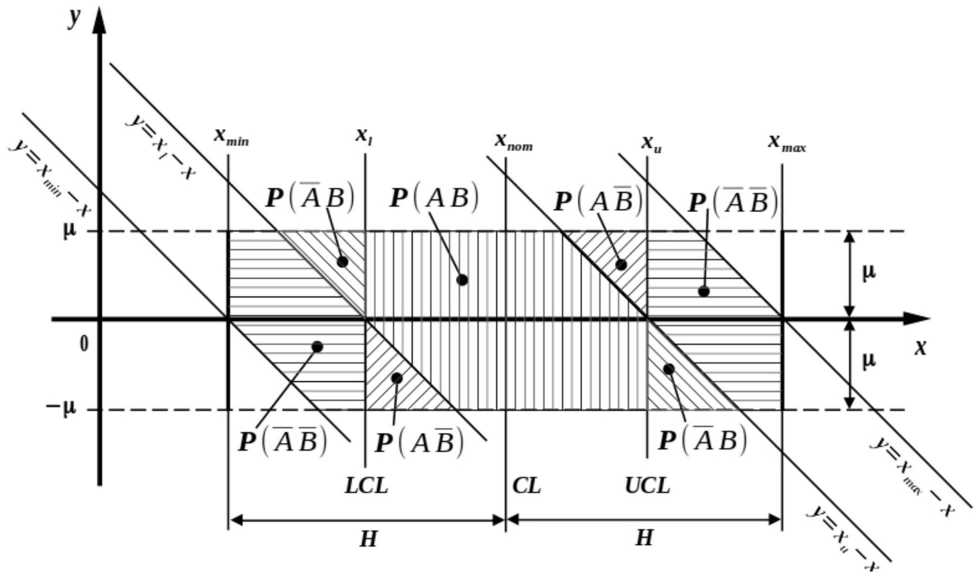


Fig. 6. Integration areas for independent quantities x and y from Table 3

Integration of the corresponding areas, which contribute to the occurrence of events (10), for the entire range of values x and y, involves certain difficulties, which are associated with the shapes of geometric figures. In addition, the measurement errors will have the greatest influence on the assessment of compliance of the technological process with the norms at the boundaries of the range of acceptable values (1). Therefore, it is expedient to evaluate the compliance of the technological process with the norms at the boundaries of the range of permissible values (1).

False alarm $A\bar{B}$ occurs because of the true value of the parameter x, which is in the zone of permissible values (1), possible values of the random variable y (measurement error) are added during measurement and, as a consequence, the value of the measurement result z may be outside the area of permissible values. As a result, the event $\bar{B}$ of the control result of the technological process that it does not meet the norms occurs. Moreover, the greatest impact of measurement error will be when the characteristic parameter takes the value $x = x_u$. Thus, there is a certain value η, at which the impact of measurement error y can be neglected. For a uniform distribution law of the measurement error y (9), this value can be taken as $\eta = \mu$. This value η can be used to introduce additional control limits on both sides of the boundary values (1). I.e. at values of characteristic parameter of technological process equal to the boundary values $x = x_l$ or $x = x_u$ the measurement error will have the greatest influence. The values of additional control limits for the boundary values (1) are given in Table 4.

Table 4. Additional control limits

$x = x_l$	$x = x_u$
$x_l' = x_l - \eta$, $x_l'' = x_l + \eta$.	$x_u' = x_u - \eta$, $x_u'' = x_u + \eta$.

Introduction of additional control boundaries allows to reduce the volume of control and measuring operations without loss of statistical reliability of the decisions made. Graphical location of additional control boundaries (Table 4) in relation to the boundary values of the interval of acceptable values (1) is shown in Fig. 7.

The control limits are located symmetrically with respect to the lower and upper LCL and UCL action lines of the control chart, which corresponds to the boundary value (1) of the range of permissible values (Fig. 7).

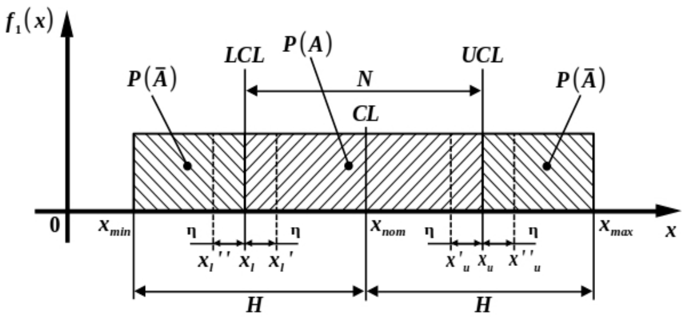


Fig. 7. Introduction of additional control limits

4. Assessing the plausibility of the result of process control

In the article two estimations of the result of the technological process control were used: a priori and posteriori. A priori estimation of the control result characterizes the reliability of the control result, i.e. the conformity of the adopted decision to the actual state of the process. This estimate is calculated before the control procedure based on the known distribution laws of the characteristic parameter x of the technological process and measurement error y. In addition, the main source of a priori information are standards and norms that are used in industry for a given technological process.

A posteriori estimation of the control result characterizes the plausibility of this result, i.e. confidence in the accepted result or the probability of making a correct decision. This estimation is performed after the control procedure, when the control result is known. In this case, two events occur as a result of control: the process complies with norms B and does not comply with the norms $\overline{B}$. Each of these events is favored by two events from the set of outcomes (10). Thus, the event B is favored by events (10):

$$P(B) = P(AB) + P(\overline{A}B). \tag{13}$$

The event $\overline{B}$ is favored by the following events (10):

$$P(\overline{B}) = P(A\overline{B}) + P(\overline{AB}). \tag{14}$$

Thus, any control outcome (13-14) will be favored by only two events (10). A posteriori estimation of the control outcome (13-14) allows us to reduce the set of possible events (10) by half and consider only those events that favor it.

We will further consider the probability of making a false decision on the compliance of the technological process with norms. In other words, we will estimate the probability of erroneous decisions:

- $P(A\overline{B})$ probability of the false alarm,
- $P(\overline{A}B)$ probability of the undetected alarm.

The a-priori probability of occurrence of any of the control outcomes (10) corresponds to the product of the unconditional probability of one of the events by the conditional probability of the other, provided that the first event occurred (Table 5) [4].

Let us consider the reliability of estimation of the control result of non-compliance with the norms $\overline{B}$. It takes place under the following circumstances [14]:

• The object actually complies with the norms A (the technological process is in a statically controlled state), and the evaluation result, after the measurement procedure, carries false information. As a result, a decision about non-compliance with the norms $\overline{B}$ is made. That is, the influence of measurement error y leads to the occurrence of false alarm the probability of which is determined (Table 5);

• The object in reality does not correspond to the norms $\overline{A}$ and as a result of evaluation the decision about non-compliance $\overline{B}$ is made, which correctly reflects its functional state. That is, although the error y affects the measurement result z, but there is no erroneous decision (Table 5).

Table 5. A priori probabilities of conditional events (13-14)

	A	$\overline{A}$
B	$P(AB) = P(A)P(B/A)$	$P(\overline{A}B) = P(\overline{A})P(B/\overline{A})$
$\overline{B}$	$P(A\overline{B}) = P(A)P(\overline{B}/A)$	$P(\overline{AB}) = P(\overline{A})P(\overline{B}/\overline{A})$

In Table 5, in the expressions for determining the probabilities of complex events (10), the conditional probabilities of the following events are given:

• $P(B/A)$ the correct conditional probability of deciding on the conformity of the technological process to the norms;

• $P(\overline{B}/\overline{A})$ correct conditional probability of deciding about non-compliance of the technological process with the norms;

• $P(\overline{B}/A)$ false conditional probability of deciding that the technological process does not comply with the norms, while it does comply with the norms;

• $P(B/\overline{A})$ false conditional probability of deciding that a technological process conforms to norms while it does not conform to norms.

Multiplication of the absolute probability of an actual compliance event by the conditional probability of the process control outcome (Table 5) is the a-priori probabilities of inconsistent events (10). For example, $P(A)P(\overline{B}/A)$ is the a priori probability of a false alarm.

Let us perform a posteriori estimation of the false decision probability for both events B and $\overline{B}$ using the Bayesian approach. Let us evaluate the plausibility of the obtained result. That is, consider what part of the false outcome is present in the decision. Based on the probability of the occurrence of the outcome B (13) and conditional events (Table 5), we estimate what fraction of the false decision (undetected alarm) is present in the result B (Table 6). Also, the fraction of false alarm in the decision $\overline{B}$ (14) when considering the conditional events (Table 5), i.e. the plausibility of this result, is given in (Table 6).

An undetected alarm, that is, the technological process does not actually meet the norm $\overline{A}$, and the solution, after the conformity assessment procedure, is recognized as suitable B. But the evaluation result B may appear when the object actually complies with the norm A. Thus, in order to assess the plausibility of the obtained result B of the evaluation of non-compliance with norms, it is necessary to:

• estimate the a priori probability of an undetected failure $P(A\overline{B})$;

• estimate how much we can trust the obtained result about suitability, i.e. to determine what part of the erroneous decision as a result B.

Table 6. A posterior probabilities of false decisions

B	$\overline{B}$
$P(\overline{A}/B)=\frac{P(\overline{A}B)}{P(B)}=\frac{P(\overline{A}B)}{P(\overline{A}B)+P(AB)}=\frac{P(\overline{A})P(B/\overline{A})}{P(\overline{A})P(B/\overline{A})+P(A)P(B/A)}=\frac{1}{1+\frac{P(A)P(B/A)}{P(\overline{A})P(B/\overline{A})}}=\frac{1}{1+k_B}$,	$P(A/\overline{B})=\frac{P(A\overline{B})}{P(\overline{B})}=\frac{P(A\overline{B})}{P(A\overline{B})+P(\overline{A}\overline{B})}==\frac{P(A)P(\overline{B}/A)}{P(A)P(\overline{B}/A)+P(\overline{A})P(\overline{B}/\overline{A})}=\frac{1}{1+\frac{P(\overline{A})P(\overline{B}/\overline{A})}{P(A)P(\overline{B}/A)}}=\frac{1}{1+k_{\overline{B}}}$,
$k_B=\frac{P(A)P(B/A)}{P(\overline{A})P(B/\overline{A})}$.	$k_{\overline{B}}=\frac{P(\overline{A})P(\overline{B}/\overline{A})}{P(A)P(\overline{B}/A)}$.

The posterior probability $P(\overline{A}/B)$ represents confidence in the result B obtained that the process complies with norms or the posterior probability of the plausibility of the compliance decision (Table 6).

The same applies to the posterior probability of nonconformity $P(A/\overline{B})$, which evaluates the plausibility of the decision on nonconformity (Table 6). In Table 6, for the control outcome $\overline{B}$ in the numerator is the absolute a priori probability of receiving a false decision on nonconformity. In the denominator there is the sum of probability of complex events forming the outcome $\overline{B}$. Thus, the probability $P(A/\overline{B})$ shows what share of the erroneous decision on non-compliance of the technological process with the norms makes up in the accepted decision $\overline{B}$, i.e. corresponds to the confidence in the obtained result of conformity assessment.

The posterior probability as well as any probability varies in range 0.1. Let's consider the limit values of expressions for posterior probabilities (Table 5). Let's consider for example the limit values of the posterior probability of false alarm $P(A/\overline{B})$ (Table 6):

- $P(A/\overline{B})=0$ a-posteriori probability that there is no false alarm, i.e. the technological process really does not comply with the norms. This is possible when the coefficient $k_{\overline{B}}$ tends to infinity $lim_{k_{\overline{B}}\to\infty}\frac{1}{1+k_{\overline{B}}}=0$. The coefficient $k_{\overline{B}}=\frac{P(\overline{A}\overline{B})}{P(A\overline{B})}\to\infty$ tends to infinity, $lim_{P(A\overline{B})\to 0}\frac{P(\overline{A}\overline{B})}{P(A\overline{B})}=\infty$when the a priori joint probability of false alarms $P(A\overline{B})$ is zero;
- $P(A/\overline{B})=1$ the a posteriori probability of the presence of a false alarm, i.e. the technological process really complies with the norms. In this case, the coefficient $k_{\overline{B}}$ will be zero $\frac{1}{1+k_{\overline{B}}}=1\Rightarrow 1+k_{\overline{B}}=1\Rightarrow k_{\overline{B}}=0$. The zero value of the coefficient $k_{\overline{B}}=\frac{P(\overline{A}\overline{B})}{P(A\overline{B})}=0$ is possible in case the a priori joint probability of non-compliance of the technological process is equal to zero $P(\overline{A}\overline{B})=0$.

The same can be said for the posterior probability of undetected alarm $P(\overline{A}/B)$.

5. Plausibility estimation of the control result in case of uniform distribution law

Reliability of process control is an assessment of the possibility of occurrence of one of the four events (10) of the process control result. This assessment is an a priori estimate of the correctness of decision making about the conformity of the technological process to the norms (Table 3). This assessment allows to analyze the probability of occurrence of false outcomes in the result of control based on a priori information about the distribution densities of the characteristic parameter of the technological process and random additive error of measurement. Appropriate standards are also used to determine integration ranges for calculating the corresponding probabilities of complex events (Table 3).

The paper considers the procedure of estimation of the influence of measurement error on the occurrence of an erroneous decision as a result of control, namely false alarm $A\overline{B}$. In addition, due to the reasons mentioned above, we will consider conformity assessment for the upper boundary of the range of permissible values x_u.

5.1. A priori probability of false alarms

A priori probabilities of false outcomes of the control result (Table 3) are calculated on the basis of integration of the ranges of values that favor the occurrence of these false events (Fig. 6) using the boundary values of the ranges of values of the characteristic parameter and the measurement result (1-2). Since the measurement error has the greatest influence on the boundaries of the range of acceptable values of the characteristic parameter of the technological process, we will calculate the probabilities of false events (Table 5) at the boundaries of the acceptable range (1). Let's calculate the a priori probability of false alarm $P(A\overline{B})$ for the upper boundary of the permissible range x_u. In the calculations we will consider the introduced additional control boundaries (Table 4) to determine the integration ranges of the probability density function of the characteristic parameter distribution (Fig. 8).

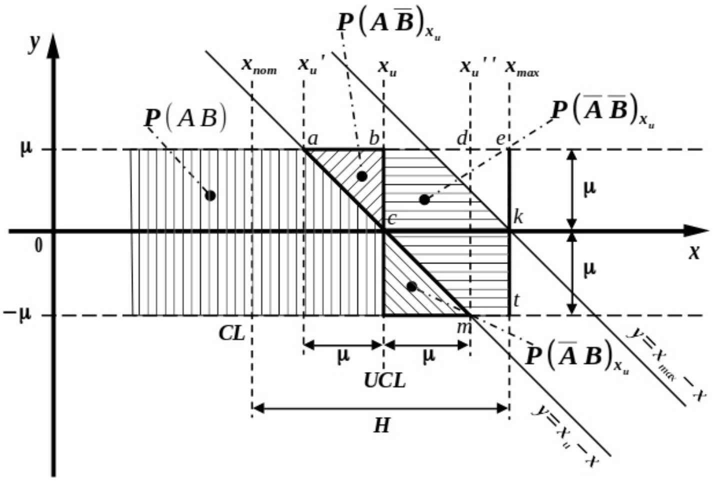


Figure 8. Integration ranges of probability density (12)

It follows from Fig. 8 and Table 4 that under the condition $x < x_u'$, the probability of false failure can be neglected. Only, starting from $x > x_u'$, it is possible that the measurement result will be $z > x_u$, i.e. a decision of non-conformity can be made. For this case, the expression of the probability of making a false decision about the non-compliance of the technological process with the norms (Table 3) will have the form:

$$P(A\overline{B})_{x_u} = P_3[(x_u{}' \leq x \leq x_u) \cap (x_u - x < y \leq +\mu)] =$$
$$= P_3[(x_u - \mu \leq x \leq x_u) \cap (x_u - x < y \leq +\mu)]. \quad (15)$$

Let us reflect in the orthogonal coordinate system the region where the intersection of the x and y regions can lead to a false alarm (15). In Fig. 8, this region is shaded with a right-hand slope.The area of the isosceles triangle *a b c* in Fig. 8 corresponds to the false rejection. This area allows us to determine the limits of integration of the joint distribution density of the characteristic parameter x of the technological process and measurement error y (12). According to expression (15), the a priori probability of false alarm will be:

$$P(A\overline{B})_{x_u} = \int_{x_u-\mu}^{x_u} f_1(x)\left(\int_{x_u-x}^{+\mu} f_2(y)dy\right)dx. \quad (16)$$

Using the accepted distribution densities of the parameter x and measurement error y (8-9) we calculate the a priori probability (16):

$$P(A\overline{B})_{x_u} = \int_{x_u-\mu}^{x_u} f_1(x)\left(\int_{x_u-x}^{+\mu} f_2(y)dy\right)dx=$$
$$=\int_{x_u-\mu}^{x_u} \frac{1}{2H}\left(\int_{x_u-x}^{+\mu} \frac{1}{2\mu}dy\right)dx =$$
$$= \frac{1}{4H\mu}\int_{x_u-\mu}^{x_u}\left(\int_{x_u-x}^{+\mu} dy\right)dx. \quad (17)$$

The result of the calculations gave the expression (17), which consists of the product of the constant $\frac{1}{4H\mu}$ over the integrals $\int_{x_u-\mu}^{x_u}\left(\int_{x_u-x}^{+\mu} dy\right)dx$. Let us calculate these integrals starting from the inner integral on y:

$$\int_{x_u-x}^{+\mu} dy = y\Big|_{x_u-x}^{+\mu} = \mu - x_u + x. \quad (18)$$

As a result of the solution of the inner integral on y we obtain the equation of the straight line (18). This equation is integrated by the external integral on x:

$$\int_{x_u-\mu}^{x_u}(\mu - x_u + x)\,dx = (\mu - x_u)\int_{x_u-\mu}^{x_u} dx + \int_{x_u-\mu}^{x_u} x\,dx=$$
$$=(\mu - x_u)x\Big|_{x_u-\mu}^{x_u} + \frac{X^2}{2}\Big|_{x_u-\mu}^{x_u} = (\mu - x_u)\mu + \frac{x_u^2-(x_u-\mu)^2}{2}=$$
$$=\frac{2\mu^2-2x_u\mu+x_u^2-x_u^2+2x_u\mu-\mu^2}{2} = \frac{\mu^2}{2}. \quad (19)$$

As a result of calculations of integrals on x and on y (18-19) we obtained

$$\int_{x_u-\mu}^{x_u}\left(\int_{x_u-x}^{+\mu} dy\right)dx = \frac{\mu^2}{2}. \quad (20)$$

Thus, the a priori false alarm probability (16) as a result of integrating the joint probability density function over the ranges (Fig. 8) based on the obtained expressions (17-20) will be as follows:

$$P(A\overline{B})_{x_u} = \frac{1}{4H\mu}\int_{x_u-\mu}^{x_u}\left(\int_{x_u-x}^{+\mu} dy\right)dx = \frac{1}{4H\mu}\frac{\mu^2}{2} = \frac{\mu}{8H}. \quad (21)$$

The calculation of the a priori probability of false alarms or confidence of control using the joint probability density integration procedure (12) was a relatively simple procedure (21). The calculation of other a-priori probabilities (Table 3) involves significant difficulties in setting the ranges of integration of the joint probability density function (12) and then calculating the corresponding integrals. A simplified calculation procedure is proposed in the paper.

The integration of the joint probability density function (12) to find the a priori probabilities (Table 3) will in all cases have a form similar to the obtained expression (17). It consists of the product of the constant $\frac{1}{4H\mu}$ over the integrals (20). The a-priori probabilities from Table 3 will differ only in the expressions of the integration ranges of the joint probability density function (12). Therefore, we take expression (17) as the basis for all expressions for calculating the a-priori probabilities (Table 3). Let us introduce notations for the constant in expression (17):

$$L = \frac{1}{4H\mu}. \quad (22)$$

When calculating the probabilities (Table 3), this constant (22) will be always present. It remains to calculate the integrals (20) for the remaining probabilities from Table 3. Since the integration areas of the corresponding probabilities (Table 3) are represented by plane shapes (Fig. 8), and integrals are by definition the areas under some curve, let us find the areas of these integration areas. Let us calculate the area of the isosceles triangle *abc* (Fig. 8) for the a priori probability of a false alarm, since we have already calculated this probability using integration. The area of triangle *abc* will be:

$$S_{abc} = \frac{(x_u - x_u{}')\mu}{2} = \frac{[x_u - (x_u - \mu)]\mu}{2} = \frac{\mu^2}{2}. \quad (23)$$

If we compare the expressions for the area of the integration region of the false alarm probability (23) with the results of calculating the integrals (20), we can see that they are equal to each other. Thus, when calculating a-priori probabilities (Table 3), we can replace the calculation of integrals (20), with the corresponding integration ranges, by the calculation of the areas of the corresponding integration areas (Fig. 8).

As a result, the calculation of a-priori probabilities (Table 3) can be represented by the product of the constant L, which is the product of the values of the probability densities of the parameter x and the measurement error y, by the areas of the corresponding integration region. In the case of a priori probability of false alarm, this expression will have the form:

$$P(A\overline{B})_{x_u} = LS_{abc} = \frac{1}{4H\mu}\frac{\mu^2}{2} = \frac{\mu}{8H}. \quad (24)$$

Geometric interpretation of probabilities of complex events (Table 3) are volumes of prisms (24), the heights L of which are the same and are the product of probability densities of random variables x and y, and the bases are the areas of integration regions of these probabilities Fig. 8.

The a priori probability of making a correct decision about non-compliance of the technological process with the norms (Table 3) on the basis of expression (24) will look as follows:

$$P(\overline{AB})_{x_u} = LS_{bdektmc} = \frac{1}{4H\mu}\frac{4\mu H - 4\mu x_u - \mu^2}{2}. \quad (25)$$

5.2. A posteriori probability of false alarms

Let us obtain expressions for estimating the likelihood of the outcome of a false alarm of process control. This estimate is quantitatively represented by the posterior probability of a false alarm. According to the Bayesian approach, the credibility of the decision that the process is out of compliance, given that the true state of the process complies, is presented in Table 6. In Table 6, the expressions for calculating the posterior probability are presented for calculating the total false alarm probability. And since we consider the probability of false alarm for the case of influence of measurement error y on the measurement result z of the parameter x at the upper boundary of the range of acceptable values x_u, the expression of the posterior probability of false alarm (Table 6) in this case will be:

$$P(A/\overline{B})_{x_u} = \frac{P(A\overline{B})_{x_u}}{P(A\overline{B})_{x_u} + P(\overline{AB})_{x_u}}. \quad (26)$$

In our case, when the laws are uniform (8-9), the complex event probabilities (Table 3) correspond to the prism volume (24-25) with height (22) and base areas (23) according to Fig. 8. Accordingly, the value of the a-posteriori probability of non-compliance of the process with the norms can be written by the expression:

$$P(A/\overline{B})_{x_u} = \frac{LS_{abc}}{LS_{abc} + LS_{bdektmc}} = \frac{S_{abc}}{S_{abc} + S_{bdektmc}}. \quad (27)$$

To establish the plausibility of the erroneous decision about the non-compliance of the technological process with the norms (26), we will calculate the areas of the bases of the corresponding prisms (27). We will consider the area corresponding to the a priori probability of erroneous alarm (23) and the area that corresponds to the a-priori probability of making a correct decision about non-compliance of the technological process with the norms $S_{bdektmc}$. Based on the expression (27) we obtain:

$$P(A/\overline{B})_{x_u} = \frac{S_{abc}}{S_{abc} + S_{bdektmc}} = \\ = \frac{\frac{\mu^2}{2}}{\frac{\mu^2}{2} + \frac{4\mu H - 4\mu x_u - \mu^2}{2}} = \frac{\mu}{4(H - x_u)}. \quad (28)$$

By calculating the posterior probability (plausibility) of making an erroneous decision (28), we increase the probability of assessing compliance of the technological process with the norms by performing a statistical evaluation of the erroneous failure, i.e., we clarify the erroneous failure. Like any probability, expression (28) must fulfill the condition:

$$0 \leq \frac{\mu}{4(H - x_u)} \leq 1. \quad (29)$$

Let us consider the extreme cases of condition (28). When the a posteriori probability of making an erroneous decision about the non-compliance of the technological process with the norms is:

- $P(A/\overline{B})_{x_u} = 0$ it is possible in the case when $\mu = 0$, that is, the absence of additive random measurement error, and hence the absence of false rejection (21);
- $P(A/\overline{B})_{x_u} = 1$ in this case $\frac{P(A\overline{B})_{x_u}}{P(A\overline{B})_{x_u} + P(\overline{AB})_{x_u}} = 1 \Rightarrow P(A\overline{B})_{x_u} \equiv P(A\overline{B})_{x_u} + P(\overline{AB})_{x_u}$ and it is possible if there is no probability $P(\overline{AB})_{\mu}$ and means that in expression (26) in the denominator the probability of

correct decision about non-compliance of technological process with the norms $P(\overline{AB})_\mu = 0$, that is, it is a valid case of false failure. Otherwise, we can say that the probability of the non-compliance process asymptotically approaches zero.

Let us consider a numerical example of assessing the plausibility of the decision made about the non-compliance of the technological process with the norms, i.e. the event $\overline{B}$. As already mentioned, both false alarms and actual non-compliance of the technological process with the norms contribute to the occurrence of the event $\overline{B}$ (14). For calculations we will use the obtained formulas for calculating the a priori probability of false alarm (24) and it's a-posteriori probability (28). For the uniform law of distribution of the characteristic parameter of the technological process x and measurement error y, the corresponding boundary values (1,8-9) are specified. For convenience of analysis, let us consider not the absolute values of these boundaries, but those reduced to the value of the half range H of possible values of the characteristic parameter x. Let us introduce the following relations:

- $\frac{\mu}{H} = \delta\mu$ relative additive error of measurement reduced to the half range of possible values of the characteristic parameter,
- $\frac{x_u}{H} = \delta x_u$ upper limit of the parameter reduced to the half range of possible values of the characteristic parameter.

Then, considering the introduced relations, let us rewrite probability expressions (24) and (28) as:

$$P(A\overline{B})_\mu = \frac{\delta\mu}{8}, \tag{30}$$

and

$$P(A/\overline{B})_\mu = \frac{\delta\mu}{4(1-\delta x_u)}. \tag{31}$$

Let us introduce the length of the range of unacceptable values h_u of the parameter x at the upper boundary x_u reduced to the half range of possible values H: $\delta h_u = 1 - \delta x_u$. Then, expression (31) will have the form:

$$P(A/\overline{B})_\mu = \frac{\delta\mu}{4\delta h_u}, \tag{32}$$

Let us consider the extreme cases for the expressions of a priori (30) and posterior (32) probabilities, considering that probabilities take values between 0 and 1. First consider the extreme cases for eq. (30):

- $P(A\overline{B})_\mu = 0$ there is no probability of a false alarm. This can be the case when there is no measurement error $P(A\overline{B})_\mu = \frac{\delta\mu}{8} = 0 \Rightarrow \delta\mu = 0$;
- $P(A\overline{B})_\mu = 1$. The result obtained is a false alarm. This can be the case in the following case $P(A\overline{B})_\mu = \frac{\delta\mu}{8} = 1 \Rightarrow \delta\mu = 8 \Rightarrow \frac{\mu}{H} = 8 \Rightarrow \mu = 8H$.

Since the probability of false alarm is an a-priori estimate $P(A\overline{B})_\mu$, it is not known in advance what the outcome of the control will be. Therefore, when we consider a priori probabilities, we deal with four possible events (10).

Consider the marginal values of the posterior probability of a false alarm (32). Since this estimation is performed after the occurrence of a control event, in this case the process non-compliance event $\overline{B}$, two of the four complex events (10) are favorable $A\overline{B}$ or $\overline{AB}$. The marginal values of expression (32) will be:

- $P(A/\overline{B})_\mu = 0$. The obtained result $\overline{B}$ is caused by the fact that the technological process is really broken and the event $\overline{AB}$ is true. In this case $P(A/\overline{B})_\mu = \frac{\delta\mu}{4\delta h_u} = 0 \Rightarrow \delta\mu = 0$;
- $P(A/\overline{B})_\mu = 1$. The obtained result $\overline{B}$ is a false alarm. In this case $P(A/\overline{B})_\mu = \frac{\delta\mu}{4\delta h_u} = 1 \Rightarrow \delta\mu = 4\delta h_u \Rightarrow \frac{\mu}{H} = 4(1-\delta x_u) \Rightarrow \mu = 4H\left(1-\frac{x_u}{H}\right) \Rightarrow \mu = 4(H - x_u)$. In absolute value of the error of measurement in the length of the interval of unacceptable values h_u will be $\frac{\mu}{H} = 4\delta h_u \Rightarrow \mu = 4H\delta h_u$. We can conclude that in the case of a really false alarm, the value of the measurement error should be 4 times the value of the range of unacceptable values of the parameter x.

Let us consider a numerical example for given measurement error at the level of 10%, i.e. $\delta\mu = 0.1$. Then the a-priori probability of false alarm will be $P(A\overline{B})_\mu = \frac{\delta\mu}{8} = 0.0125$, i.e. 1.25%.

Let us consider how the a posteriori probability of false alarm will change in accordance with the increase in the value of the range of unacceptable values δh_u: $P(A/\overline{B})_\mu = f(\delta h_u)$. As we can see from (32) the value δh_u cannot be zero, because it would lead to an infinite value of the posterior probability, and the value of the probability cannot be greater than 1. This is logical, because if there is no range of unacceptable values δh_u, the posterior probability has no essence, because even in the presence of error, false alarm is still not possible. We have already defined an expression for the range of unacceptable values of the parameter x, so that the posterior probability of a false failure is 1, i.e. $\delta h_u = \frac{\delta\mu}{4}$. In the case of $\delta\mu = 0.1$ the range value is $\delta h_u = \frac{\delta\mu}{4} = \frac{0.1}{4} = 0.025$. These are the minimum values of the range of unacceptable values δh_u, so that the concept of posterior probability can be used. The maximum value of the range of unacceptable values h_u cannot be greater than H. In this case δh_u will be equal to $\delta h_u = 1$, that is, $h_u = H$. In other words, all values of the parameter will be invalid. This is not practical value to use. For this consideration, let's take the value δh_u equal to $\delta h_u = 0.6$. We obtain the values of posterior probabilities for the range of values $\delta h_u = 0.025 \ldots 0.6$. The dependence graph of $P(A/\overline{B})_\mu = f(\delta h_u)$ is shown in Fig. 9.

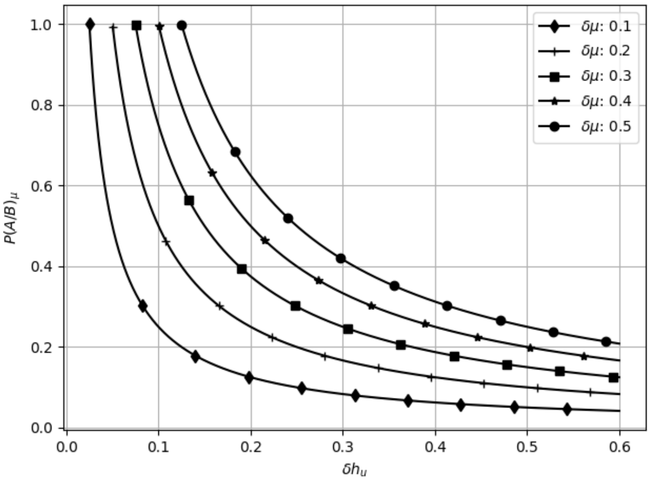


Figure 9. Posterior probabilities of false alarms

Let us study the influence of the reduced error $\delta\mu$ on the dependence $P\left(A/\overline{B}\right)_\mu = f(\delta h_u)$, i.e., let us consider the extended dependence $P\left(A/\overline{B}\right)_\mu = f(\delta h_u, \delta\mu)$ based on equation (32). Let us set the range of error values $\delta\mu = 0.1 \ldots 0.5$. As a result, we obtain a family of curves (Fig. 9).

The following conclusions can be drawn from Fig. 9. As the range of unacceptable values δh_u increases, the probability of a false alarm $P\left(A/\overline{B}\right)_\mu$ decreases. This occurs due to the fact that the range of acceptable values H of the characteristic parameter decreases and the probability $P\left(\overline{AB}\right)_\mu$ increases accordingly. On the other hand, the greater the value of measurement error $\delta\mu$, the greater the probability $P\left(A/\overline{B}\right)_\mu$ and, accordingly, the lines of this probability shift upward and to the right, which can be seen from Fig. 9. Thus, the use of a posteriori probability or likelihood in estimating the state of the process during the control procedure allows us to refine the decision made. Namely, to clarify the probability of making a false decision about non-compliance of the object or process with the norms.

6. Summary and conclusions

This paper investigates the influence of imperfections of measuring instruments on the uncertainty of decision making about the conformity of technological process to norms. Calculations of two estimations of correctness of decision making on conformity are given: a priori and a posteriori or reliability and likelihood, respectively. The paper considers the uniform distribution of possible values of the characteristic parameter of the technological process and random additive error of its measurement.

The following results were obtained:

1. Calculations of two estimates of process compliance with norms using quantitative control charts were carried out. The expressions for estimation of reliability (a priori estimation) and plausibility (a posteriori estimation) of the accepted result of technological process control are given. The given expressions describe probability of obtaining a false alarm about non-compliance of technological process with the norms as a result of control, which provides measurement of characteristic features of processes before comparison with the norms. It is shown that measurement errors lead to erroneous decisions, namely to false alarms.

2. The paper proposes expressions for calculating a priori probabilities of control outcomes using independent events. Graphical representations of integration areas for calculating the corresponding probabilities of control outcomes are given. The paper proposes an approach to simplify the integration process by representing a priori probabilities of control outcomes by volumes of prisms with constant height and variable base. The process of integration of the joint probability density is proposed to be replaced by geometric calculation of the area of the shape that favors the occurrence of the corresponding control outcome.

3. Using the Bayesian approach, which is based on the solution obtained during the control, provides additional information and thus reduces by half the uncertainty due to possible combinations of elementary events.

4. The approach proposed by Prof. Volodarsky to assessing the plausibility of the result of process control can be used to control any technological process, where the state of the process is assessed on the basis of measuring the characteristic parameters of this process. This method allows considering the accepted control result to estimate its plausibility or the degree of confidence in this result.

References

1. Evaluation of Measurement Data—Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement (GUM). Joint Committee for Guides in Metrology (BIPM, IEC, IFCC0, ILAC, ISO, IUPAC, IUPAP & OIML) JCGM 100:2008 Sevres, France: International Bureau of Weights and Measures BIPM), and its Supplements.

2. Volodarsky E., Warsza Z., Kosheva L., Idźkowski A.: Method of upgrading the reliability of measurement inspection. Jabłoński R., Brezina T. (Eds.): Advanced Mechatronics Solutions (Advances in Intelligent Systems and Computing 393). Springer 2016, 431–440 [https://doi.org/10.1007/978-3-319-23923-1_63].

3. Volodarsky E., Warsza Z.L., Kosheva L.: Structural and algorithmic methods increasing reliability of measurement inspection. 25th National Scientific Symposium with international participation: Metrology and Metrology Assurance, Sozopol, Sofia, Bulgaria, 2015, 55–59.

4. Volodarsky E., Warsza Z., Kosheva L., Idźkowski A.: Transforming conversion characteristic of a measuring system used in technical control. Szewczyk R., Kaliczyńska M. (Eds.): Recent Advances in Systems, Control and Information

Technology. Proceeding of Int. Conference SCIT 2016, Warsaw, Poland, Springer Int. Pub. AG, 2017, 524–534 [https://doi.org/10.1007/978-3-319-48923-0].

5. Volodarskyi Ye., Kozyr O., Warsza Z.L.: Principal Components Method in Control Charts Analysis. Automation 2023. Lecture Notes in Networks and Systems 630. Springer, Cham., 2023, 212–222 [https://doi.org/10.1007/978-3-031-25844-2_20].

6. Volodarsky E., Warsza Z., Kozyr O.: Application of Principal Components Method in Control Charts of Multi-parameter Processes.(in Polish) PAR 3_2023 s. 65 -71. DOI:101413/PAR249/45.

7. Volodarskyi Y., Kozyr O., Kosheva L.: Impact of Measurement Procedure on Technological Process Control. XXXIV International Scientific Symposium Metrology and Metrology Assurance (MMA), Sozopol, Bulgaria, 2024, 1-5 [http://doi.org/10.1109/MMA62616.2024.10817633].

8. Volodarskyi, Ye., Kozyr, O., Warsza, Z.L.: Statistical Reliability of Assessment Technological Process Compliance with Standards. Springer, Cham. (conf. Automation 2025) Lecture Notes in Networks and Systems, vol …., p. *in print*

9. Volodarskyi, Y., Kozyr, O., & Warsza, Z. (2025). Statistical reliability of decisions on controlled process faults. IAPGOS, 15(1), 5–9.TU Lublin Pl. [https://doi.org/10.35784/iapgos.7398].

10. Aslam M., Saghir A., Ahmad L.: Introduction to Statistical Process Control. John Wiley & Sons, 2020.

11. Montgomery D. C.: Introduction to Statistical Quality Control. 8th Edition. John Wiley & Sons, 2019.

12.Horst R., Hans-Joachim M.: Statistisch Methoden der Qualitätssicherung. Carl Hansen Verlag, Munchen 1995.

13. Volodarsky E., Warsza Z., Kosheva L., Idźkowski A.: Precautionary statistical criteria in the monitoring quality of technological process. Szewczyk R., Kaliczyńska M. (Eds.): Recent Advances in Systems, Control and Information Technology. Proceeding of Int. Conference SCIT 2016, Warsaw, Poland, Springer Int. Pub. AG, 2017, 740–750 [https://doi.org/10.1007/978-3-319-48923-0].

14. Khan I., Noor-ul-Amin M., Khan D. M., et al.: Monitoring of manufacturing process using Bayesian EWMA control chart under ranked based sampling designs. Sci Rep 13, 2023, 18240 [https://doi.org/10.1038/s41598-023-45553-x].

15. Johnson A. A., Ott M. Q., Dogucu M.: Bayes Rules! An Introduction to Applied Bayesian Modeling. CRC Press, United States 2022.

16. Colosimo B. M., del Castillo E.: Bayesian Process Monitoring, Control and Optimization. CRC Press: 2007.

17. Leon-Garcia A.: Probability, Statistics, and Random Processes for Electrical Engineering, 3rd edition. Pearson/Prentice Hall, USA 2008.

18. Mitra A.: Fundamentals of Quality Control and Improvement. J. Wiley & Sons, 2016.

19. Control charts – Part 2: Shewhart control charts, ISO 7870-2, 2013.

20. Reza Maleki M., Amiri A., Castagliola P.: Measurement Errors in Statistical Process Monitoring: a Literature Review. Computers & Industrial Engineering 103, 2016, 316–329 [http://dx.doi.org/10.1016/j.cie.2016.10.026].

Надійшла (Received) 11.02.2025
Прийнята до друку (accepted for publication) 10.06.2025

ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРІВ/ABOUT THE AUTHORS

Козир Олег – кандидат технічних наук, доцент, доцент кафедри інформаційно-вимірювальних технологій НТУУ «КПІ ім. Ігоря Сікорського», Київ, Україна, e-mail: oleg.kozyr@aer.kpi.ua, ORCID:0000-0002-9285-5940
Kozyr Oleh – PHD, Associate Professor of the Department of Information and Measurement Technologies, NTUU "Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute", Kyiv, Ukraine, e-mail: oleg.kozyr@aer.kpi.ua, ORCID:0000-0002-9285-5940,

Варша Зігмунд – PHD, Польське метрологічне товариство, Варшава, Польща, e-mail: zlw1936@gmail.com ORCID:0000-0002-3537-6134
Warsza Zygmunt – PHD, Polish Metrological Society, Warsaw, Poland, e-mail: zlw1936@gmail.com ORCID:0000-0002-3537-6134

Статистична оцінка надійності рішень про стан керованого технологічного процесу на основі підходу Є. Володарського

Олег Козир, Зигмунт Л. Варшава

Анотація.

У статті розглядаються питання використання контрольних карт для дослідження параметрів, що описують стан продукції в процесі її виробництва. Обговорюється визначення надійності рішення на основі оцінки збурень, що в ній виникають. Розглянуто використання методу, запропонованого Євгеном Володарським, який базується на байєсівському підході. Розглянуто вплив похибок вимірювання та їх розподілу ймовірності на правильність прийнятих рішень. У статті розглядаються дві оцінки відповідності технологічного процесу нормам на основі результатів його контролю. Перша оцінка – це апріорна ймовірність або надійність результату контролю, яка виконується перед процедурою контролю та базується на апріорних даних про процес та похибці вимірювання. У статті пропонується використання другої оцінки, а саме апостеріорної ймовірності відповідності технологічного процесу нормам. Ця оцінка відповідності виконується після отримання результату контролю, коли для оцінки залишається лише половина набору елементарних подій, що сприяють виникненню одного з результатів контролю. Використання цієї оцінки дозволяє подвоїти статистичну достовірність оцінки результату контролю. Також визначається ефективність оцінки відповідності технологічного процесу встановленим нормам рівномірного розподілу значень його контрольованих параметрів та їх похибок вимірювання.

Ключові слова: статистичний контроль процесу, контроль якості процесу, похибки вимірювання, статистична достовірність рішень, оцінка відповідності, ймовірність Байєса, апріорна та апостеріорна ймовірність, моделювання даних на Python.

УДК 53.089.6 DOI: 10.30837/2663-9564.2025.1.04

ОЦІНЮВАННЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ВИМІРЮВАНЬ ПРИ КАЛІБРУВАННІ ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАННЯ ВОЛОГОСТІ ПОВІТРЯ

О.А. Новосьолов

Харківський національний університет радіоелектроніки, м. Харків, Україна, oanovoselov@ukr.net

Анотація

Розглянуто процедуру оцінювання невизначеності вимірювань при калібруванні засобів вимірювання вологості повітря. Записано вираз для відхилень показань гігрометра від значень заданих генератором вологого газу еталонним. Оцінюються вхідні величини та їх стандартні невизначеності. Виконується розрахунок сумарної стандартної та розширеної невизначеностей при калібруванні гігрометра. Складено бюджет невизначеності вимірювань.

Ключові слова: калібрування, методика калібрування, засоби вимірювання вологості, невизначеність вимірювань, бюджет невизначеності.

1. Вступ

Важливу роль при забезпеченні якості продукції та характеристик у багатьох технологічних процесах відіграє вологість. Майже у всіх галузях промисловості, енергетиці, будівництві та сільському господарстві застосовуються процеси сушіння та зволоження, призначені для зміни вологості матеріалів. Тому кількісне визначення вологості твердих матеріалів, рідин та газів необхідне у всіх галузях національної економіки.

Засоби вимірювання вологості, такі як, вологоміри, гігрометри, гігрографи відносяться законодавчо регульованих засобів вимірювальної техніки (далі – ЗВТ) та підлягають періодичній повірці та повірці після ремонту, якщо вони використовуються у сфері законодавчо регульованої метрології, визначеної згідно Закону України «Про метрологію та метрологічну діяльність» [1]. Але, згідно ст. 17 [1], законодавчо регульовані ЗВТ не підлягають періодичній повірці та повірці після ремонту, якщо вони застосовуються:

- органами з оцінки відповідності (у тому числі випробувальними та калібрувальними лабораторіями), акредитованими національним органом України з акредитації (далі – НААУ) чи національними органами з акредитації інших держав, для провадження діяльності, стосовно якої їх було акредитовано;
- науковими метрологічними центрами, метрологічними центрами та калібрувальними лабораторіями, які проводять калібрування ЗВТ відповідно до частини другої статті 27 [1], стосовно ЗВТ, що використовуються ними при калібруванні.

У цьому випадку засоби вимірювання вологості підлягають калібруванню. Відповідно до частини третьої статті 27 [1] калібрування та оформлення його результатів проводяться відповідно до національних стандартів, гармонізованих з відповідними міжнародними та європейськими стандартами, та документів, прийнятих міжнародними та регіональними організаціями з метрології.

Мета статті – розробка процедури оцінювання невизначеності вимірювань при калібруванні засобів вимірювання вологості повітря.

2. Виклад основного матеріалу

2.1. Забезпечення єдності вимірювань у сфері вимірювання вологості.

Згідно ДСТУ 7679:2015 «Метрологія. Державна повірочна схема для засобів вимірювання вологості газів» [2] в Україні створено Національний еталон одиниць вологості газів – ДЕТУ 05-04-13**,** який зберігається у Державному підприємстві «Всеукраїнський державний науково-виробничий центр стандартизації, метрології, сертифікації та захисту прав споживачів» (ДП «Укрметртестстандарт») м. Київ.

Діапазон відтворюваних значень фізичної величини та розширені невизначеності ($\kappa = 2$; $p = 0{,}95$) ДЕТУ 05-04-13 становлять наступні значення:

- відносна вологість газів - від 5 % до 98 %, $U = (0{,}14 – 0{,}24)$ %;
- молярна (об'ємна) частка вологи - від 0,5 млн$^{-1}$ до $197 \cdot 10^3$ млн$^{-1}$, $U = (1{,}8 – 0{,}4)$ %;
- температура точки роси - від мінус 100 °C до 60 °C, $U = (0{,}12 – 0{,}17)$ °C.

Забезпечення простежуваності одиниці вологості газів до Міжнародної системи одиниць (SI) досягається калібруванням ДЕТУ 05-04-13 в акредитованій калібрувальній лабораторії (Michell Instruments laboratory).

Гігрометри, які застосовуються у сфері законодавчо регульованої метрології, повіряються за ДСТУ 8947:2019 «Метрологія. Гігрометри. Методика повірки» [3].

Наразі відсутні національні стандарти з калібрування гігрометрів, тому, кожна калібрувальна лабораторія (далі – КЛ) розробляє методики калібрування за своїм розумінням, що не сприяє забезпеченню єдності вимірювань у сфері вимірювання вологості. Це наочно видно, якщо ознайомитися зі сферами акредитації КЛ, акредитованих НААУ на відповідність вимогам ДСТУ EN ISO/IEC 17025:2019 «Загальні вимоги до компетентності випробувальних та калібрувальних лабораторій» [4], на предмет нормативних документів з калібрування засобів вимірювання вологості (виписка зі «Сфер акредитацій» приведена в таблиці 1, дані взяті зі сайту НААУ), то можна відмітити, що усі методики калібрування є розробками лабораторій.

Таблиця 1 – Виписка зі «Сфер акредитацій» акредитованих КЛ з калібрування ЗВТ відносної вологості

№	Найменування КЛ	Об’єкт калібрування	Діапазон або точки вимірювань, у яких проводиться калібрування	Розширена невизначеність вимірювань U (k=2)	Позначання нормативних документів на методи калібрування
1	ДП «Укрметртест-стандарт»	Гігрометри відносної вологості, гігрометри проточні, гігрометри та гігрографи метеорологічні, вимірювальні канали вологості	(0 – 99,9) %	(0,2 – 20,0) %	МКУ 562-36/05 Прямі вимірювання
2	ДП «Дніпростандарт-метрологія»	Гігрометри відносної вологості	(10 – 90) %	(0,8 – 5,0) %	МК Д 06/63-2018 Прямі вимірювання
3	ДП «Харківстандарт-метрологія»	Прилади для вимірювання відносної вологості	20 – 90 %	0,6 %	СОУ 74.3-04725906-0227:2016
4	Запорізька філія ДП «Дніпростандарт-метрологія»	Прилади вимірювання вологості	10 – 90 %	0,64 %	МК 2-06-06:2022
5	Сумська філія ДП «Полтавастандарт-метрологія»	Гігрометри	33 %; 75,6 %; 97,5 % 20 - < 50 % 50 - < 95 %	1,0 % 1,8 % 1,7 %	МК.РУ.013:2016
6	Черкаська філія ДП «Полтавастандарт-метрологія»	Прилади для вимірювання відносної вологості повітря	0,35 – 20 % > 20 - 50 % > 50 – 75,3 % > 75,3 - 95 %	0,31 % 0,6 % 0,7 % 0,8 %	МК 06-06-05
7	Волинська філія ДП «Львівстандарт-метрологія»	Обладнання для вимірювання відносної вологості повітря	40,0 – 80,0 %	1,5 %	МК QM ПХ 29-2016
8	ДП «Івано-Франківськ-стандартметрологія»	Гігрометри, термогігрометри та канали вимірювання відносної вологості	(10 – 90) %	1,5 %	МК 038 РД/05:2023
9	Житомирська філія ДП «Вінницястандарт-метрологія	Вимірювачі температури та вологості, термогігрометри, гігрографи, канали вимірювань відносної вологості повітря	15 – 90 %	1,2 %	МК 05-05
10	КЛ ПП «НВ Центр оцінки відповідності «ЮГ»	Термогігрометри та гігрометри	(10 – 100) %	(0,6 – 5) %	МК-18
11	КЛ ТОВ «ЛАБ-ТЕСТ»	Обладнання, що вимірює вологість: психрометри, гігрометри, вимірювальні канали та інше	0 – 100 %	U = (2 – 10) %	МК-06-04:01.12.2023
12	КЛ ТОВ «МЕТРОЛОДЖІ СЕРВІС»	Устаткування, що вимірює відносну вологість, гігрометри, вимірювальні канали	10 – 98,0 %	(1,3 – 2,0) %	МК 25,2022
13	КЛ ТОВ «ТЕСТМЕТ-РСТАНДАРТ»	Вимірювачі вологості та температури, термогігрометри з вбудованими датчиками	Вологість від 40 % до 95 %	від 0,7 % до 10 %	МК 05-03 від 06.12.2023 Безпосереднє зрівняння
14	КЛ ТОВ «Рівнестандарт»	Гігрометри психрометричні	20 - 80 %	1,0 %	МК-Т-02-2019 Прямі вимірювання
15	КЛ ТОВ «Лаб і фарма інжинірінг»	Реєстратори температури і відносної вологості; Термогігрометри цифрові	11 % 33 % 50 % 75 % 85 %	1,3 % абс. (abs.)	КЛ-М-7.2-09 версія 1 від 02.01.2025, КЛ-М-7.2-10 версія 1 від 02.01.2025
16	КЛ ТОВ «КСЦ-Конкорд»	Гігрометри, канали вимірювання відносної вологості	(30 – 90) %	2 %	МК.Т.019-2020
17	КЛ ТОВ «ФАРН ОТК»	Вимірювачі температури та вологості, термогігрометри, гігрометри психрометричні аспіраційні	(30 – 95) %	(3 – 10) %	МК Т - 17-2021 Прямі вимірювання
18	КЛ ПП «ЦЕНТР ВАЛІДАЦІЇ»	Термогігрометри, гігрометри, гігрографи, реєстратори вологості, канали вимірювання відносної вологості повітря	10 – 90 %	0,92 %	МК-03 версія № 07 від 28.03.2025
19	КЛ ПП «Ремтехобслуговування та випробування»	Гігрометри психрометричні, вологоміри вимірювальні канали.	(20 – 90) %	(0,5 – 8,6) %	МК 025-01-20 Прямий метод

Також, аналіз «Сфер акредитації» КЛ з калібрування ЗВТ для вимірювання відносної вологості, показує наступне:

1 – більшість КЛ у графі «Устаткування (об'єкт вимірювань)» вказують широкий спектр ЗВТ для вимірювання відносної вологості, для яких наведені одні й ті самі значення розширеної невизначеності вимірювань, що характеризує калібрувальні та вимірювальні можливості (Calibration and Measurement Capability - CMC) лабораторії. Таке подання інформації про CMC лабораторій не дозволяє замовникам послуг розібратися в дійсних калібрувальних можливостях лабораторії з калібрування конкретного типу ЗВТ для вимірювання відносної вологості повітря;

2 – половина калібрувальних лабораторій застосовували метод для вираження CMC - діапазон вимірювання, у цьому випадку, згідно ILAC-P14:09/2020 «Політика ILAC щодо невизначеності вимірювань в калібруванні» [5], треба забезпечити належну лінійну інтерполяцію, щоб знайти невизначеність при середніх значеннях;

3 – заявлені CMC КЛ знаходяться у досить широкому діапазоні від 0,31 % до 10 % (CMC ДП «Укрметртестстандарт» не враховуються, тому що, науковий метрологічний центр є зберігачем ДЕТУ 05-04-13), це свідчить про різні рівняння вимірювань та оцінювання невизначеності вхідних величин за цим рівняннями.

Аналіз звіту перевірки професійного рівня калібрувальних лабораторій з калібрування гігрометрів, під координацією акредитованого НААУ відповідно до вимог ДСТУ EN ISO/IEC 17043 «Оцінка відповідності. Основні вимоги до проведення перевірки кваліфікації» [6] провайдера Державного підприємства «Харківстандартметрологія», показав, що обчислені учасниками раунду розширені невизначеності калібрування електронного термометр-гігрометра Laserliner ClimaCheck відрізняються між собою більш ніж у 12 разів. З цього можна зробити висновок, що при розрахунку невизначеності вимірювань під час калібрування гігрометра складові бюджету невизначеності оцінюються КЛ по різному, що призводить до суттєво відмінних розширених невизначеностей.

У протоколах калібрування гігрометрів деяких акредитованих КЛ, іноді можна виявити, що відома поправка на систематичний ефект не була застосована до звітного результату калібрування, а замість цього була зроблена спроба використати цей ефект для збільшення розширеної невизначеності, властивої результату.

Складову стандартної невизначеності за типом B, яка вважається КЛ, що вона характеризує поправку на систематичний ефект, КЛ називають по-різному:

- невизначеність, обумовлена зсувом показів приладу;
- невизначеність, викликана сукупністю впливаючих факторів систематичного характеру;
- невизначеність від нехтування поправкою.

Розраховуючи таким чином невизначеність вимірювань при калібруванні гігрометрів, КЛ збільшують розширену невизначеність, при цьому власник гігрометра, який буде аналізувати результати калібрування щодо відповідності гігрометра технічній специфікації, може прийняти помилкове рішення про його непридатність, враховуючи заявлену збільшену розширену невизначеність.

Слід зауважити, що у ДСТУ ISO/IEC Guide 98-3:2018 (ISO/IEC Guide 98-3:2008, IDT) «Невизначеність вимірювань. Частина 3. Настанова щодо подання невизначеності у вимірюванні» [7] чітко зазначено, «оцінку невизначеності результату вимірювання не слід плутати з присвоєнням допуску будь-якої величини». При калібруванні гігрометра оцінюється систематична похибка гігрометра і розширена невизначеність її визначення. Саме ці обидва значення й вказуються у сертифікаті калібрування. Невизначеність поправки для відомого систематичного ефекту в деяких випадках може бути отримана оцінкою типу A, в той же час в інших випадках оцінки типу B можуть характеризувати невизначеність випадкових ефектів.

Варто відмітити, що малі значення систематичної похибки свідчать про правильність вимірювання. Згідно ДСТУ 2681-94 «Метрологія. Терміни та визначення» [8], правильність вимірювання це характеристика якості вимірювання, що відображає близькість до нуля систематичної похибки вимірювання. Тому, якщо при калібруванні гігрометра виявлено значущу систематичну похибку (оцінку якої називають «зсув»), то треба зважати, що є причиною зсуву, та чи можна достовірно встановити значення зсуву. Відзначимо, що виявлений у КЛ зсув може бути пов'язаний як з КЛ, так і з методикою калібрування. Таким чином, замовнику проведення калібрування засобів вимірювання відносної вологості повітря треба обовязково у своїй заявці на калібрування вказувати, щоб у сертифікаті калібрування виконавець робив висновок щодо відповідності вимірювального обладнання зазначеним метрологічним вимогам.

2.2 Процедура оцінювання невизначеності вимірювань при калібруванні засобів вимірювання вологості повітря.

Калібрування гігрометра виконується прямим методом відповідно до схеми, наведеною на рис. 1.

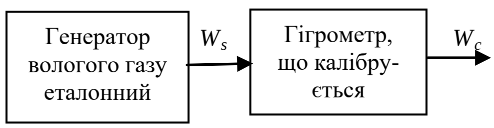


Рис. 1 – Схема калібрування гігрометра

Складання модельного рівняння калібрування гігрометра.

Відхилення показів гігрометра, що калібрується W_X, складається з:

$$W_X = (W_C + \delta_C) - (W_S + \delta_S + \delta_{gr} + \delta_{dr}), \quad (1)$$

де: W_C – вологість, виміряна гігрометром, що калібрується; W_S – вологість, задана генератором вологого газу еталонним; δ_S – поправка, що враховує точність еталона із сертифіката калібрування; δ_C – поправка, що враховує роздільну здатність гігрометра, що калібрується; δ_{gr} – поправка на градієнт вологості у камері генератора вологого газу; δ_{dr} – поправка на дрейф еталонного генератора вологого газу з часу його попереднього калібрування.

Оцінювання вхідних величин.

Оцінкою відносної вологості, виміряної гігрометром, що калібрується, є середнє арифметичне його n_e показань W_{ci}, %:

$$\overline{W}_C = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} W_{Ci}, \quad (2)$$

Поправка на роздільну здатність гігрометра, що калібрується, має нульове математичне сподівання: $\hat{\delta}_C = 0$.

Поправка на дрейф еталонного гігрометра з часу його попереднього калібрування має нульове математичне сподівання: $\hat{\delta}_{dr} = 0$.

Поправка на градієнт вологості в камері генератора вологості має нульове математичне сподівання: $\hat{\delta}_{gr} = 0$.

Оцінювання стандартних невизначеностей вхідних величин.

Стандартна невизначеність розсіювання показань гігрометра, що калібрується, визначається за формулою:

$$u_A(\overline{W}_C) = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)}\sum_{i=1}^{n}(W_{Ci} - \overline{W}_C)^2}, \quad (3)$$

Стандартна невизначеність оцінки поправки, обумовлена роздільною здатністю гігрометра, що калібрується, характеризується прямокутним розподілом і розраховується за формулою:

$$u_B(\delta_C) = \frac{b}{2\sqrt{3}}, \quad (4)$$

де b – роздільна здатність гігрометра, що калібрується.

Стандартна невизначеність оцінки поправки, що враховує точність еталона розраховується за формулою:

$$u_B(\delta_S) = \frac{U_S}{k_S}, \quad (5)$$

де: U_S – розширена невизначеність генератора вологого газу еталонного, взята з сертифіката про калібрування для точки калібрування гігрометра, що калібрується (якщо значення U_S для точки калібрування безпосередньо не зазначено у сертифікаті, його визначають шляхом лінійної інтерполяції між двома відомими сусідніми значеннями невизначеності для відповідного діапазону вимірювань генератора вологого газу еталонного); k_S – коефіцієнт покриття, взятий із сертифіката калібрування генератора вологого газу еталонного.

Стандартна невизначеність оцінки поправки, обумовленої дрейфом еталонного гігрометра, характеризується прямокутним розподілом та розраховується за формулою:

$$u_B(\delta_{dr}) = \frac{\theta_{dr}}{\sqrt{3}}, \quad (6)$$

де θ_{dr} – межа, що відповідає нормалізованій стабільності, зазначеній у специфікації еталонного гігрометра.

Стандартна невизначеність оцінки поправки, обумовленої градієнтом вологості в камері генератора вологості, характеризується прямокутним розподілом і розраховується за формулою:

$$u_B(\delta_{gr}) = \frac{\theta_{gr}}{\sqrt{3}}, \quad (7)$$

де: θ_{gr} – межі градієнта вологості в камері генератора вологості.

Обчислення сумарної стандартної невизначеності.

Оскільки модель вимірювань носить лінійний характер, а внески всіх вхідних величин не корелюють один з одним, сумарна невизначеність вимірюваної при калібруванні гігрометра розраховується за формулою:

$$u_C = \sqrt{u_A^2(\overline{W}_C) + u_B^2(\delta_C) + u_B^2(\delta_S) + u_B^2(\delta_{dr}) + u_B^2(\delta_{gr})}. \quad (8)$$

Оцінювання розширеної невизначеності вимірювань.

Розширена невизначеність вимірювань для кожної точки калібрування визначається як:

$$U = k \cdot u_C \quad (9)$$

де k – коефіцієнт покриття.

У випадках, коли нормальний (гаусівський) розподіл можна віднести до вимірюваної величини і стандартна невизначеність, пов'язана з оцінкою вихідної величини, є достатньо надійною, використовують стандартний коефіцієнт покриття $k = 2$, що відповідає ймовірності охоплення приблизно 95%.

Ці умови виконуються в більшості випадків, які зустрічаються під час калібрування.

Бюджет невизначеності вимірювань для розглянутої процедури наведено в табл. 2.

Таблиця 2 – Бюджет невизначеності вимірювань при калібруванні гігрометра

Вхідна величина	Значення вхідної величини	Стандартні невизначеності вхідних величин	Коефіцієнти чутливості	Вклади невизначеності, %RH
W_c	$\overline{W}_c$	$u_A(\overline{W}_c)$	1	(3)
δ_C	0	$u_B(\delta_C)$	1	(4)
δ_S	U_S	$u_B(\delta_S)$	- 1	(5)
δ_{dr}	0	$u_B(\delta_{dr})$	- 1	(6)
δ_{gr}	0	$u_B(\delta_{gr})$	1	(7)
Вихідна величина	Оцінка результату вимірювання, % RH	Стандартна сумарна невизначеність, % RH	Коефіцієнт охоплення	Розширена невизначеність, % RH
W_X	(2)	(8)	k	(9)

3. Висновки

1. Розробка стандартизованих методик калібрування засобів вимірювання відносної вологості повітря є запорукою забезпечення єдності вимірювань у сфері вимірювання вологості.

2. Наведено процедуру оцінювання невизначеності вимірювань при калібруванні гігрометра.

3. Складено бюджет невизначеності вимірювань калібрування гігрометра.

Список літератури

1. Закон України від 05.06.2014 № 1314–VII «Про метрологію та метрологічну діяльність».
2. ДСТУ 7679:2015 Метрологія. Державна повірочна схема для засобів вимірювання вологості газів.
3. ДСТУ 8947:2019 «Метрологія. Гігрометри. Методика повірки».
4. ДСТУ EN ISO/IEC 17025:2019 «Загальні вимоги до компетентності випробувальних та калібрувальних лабораторій».
5. ILAC-P14:09/2020 «Політика ILAC щодо невизначеності вимірювань в калібруванні».
6. ДСТУ EN ISO/IEC 17043 «Оцінка відповідності. Основні вимоги до проведення перевірки кваліфікації».
7. ДСТУ ISO/IEC Guide 98-3:2018 (ISO/IEC Guide 98-3:2008, IDT) «Невизначеність вимірювань. Частина 3. Настанова щодо подання невизначеності у вимірюванні».
8. ДСТУ 2681-94 «Метрологія. Терміни та визначення».

Надійшла (Received) 14.12.2024
Прийнята до друку (accepted for publication) 16.05.2025

Measurement uncertainty evaluation at air humidity measuring instruments calibrating

Abstract
The procedure for measurement uncertainty evaluation at humidity measuring instruments is considered. An expression for the deviations of hygrometer readings from the values set by the reference humid gas generator is written. Input quantities and their standard uncertainties are estimated. The calculation of the combined standard and expanded uncertainties when calibrating a hygrometer is performed. A budget for measurement uncertainty is compiled.

Key words: calibration, calibration method, humidity measurement tools, measurement uncertainty, uncertainty budget.

Відомості про авторів / About the authors

Новосьолов Олег – аспірант кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, Харківський національний університет радіоелектроніки, E-mail: oanovoselov@ukr.net, ORCID: http://orcid.org/0000-0001-7353-8408

Novoselov Oleg – post-graduate student of the Department of Information and Measurement Technology of the Kharkiv National University of Radio Electronics, E-mail: oanovoselov@ukr.net, Number ORCID: http://orcid.org/0000-0001-7353-8408

УДК 53.089.6
DOI: 10.30837/2663-9564.2025.1.05

ОСОБЛИВОСТІ ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДИКИ КАЛІБРУВАННЯ КЛІМАТИЧНИХ КАМЕР

В.С. Семеніхін[1,2]; С.М. Шевченко[3,4]

[1]*Харківський національний університет радіоелектроніки, м. Харків, Україна, valerii.semenikhin@nure.ua*
[2]*Калібрувальна лабораторія ПрАТ «МХП», м. Київ, Україна*
[3]*Харківський національний автомобільно-дорожній університет, м. Харків, Україна, svsshev970819@gmail.com*
[4]*Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», м. Харків, Україна*

Анотація

У статті розглянуто питання калібрування випробувального та лабораторного обладнання для відтворення, підтримування температури та/або вологості та особливості застосування з цією метою методики калібрування [1] рекомендованої регіональною метрологічною організацією «EURAMET». Проведено розбір рекомендованої методики та наведено приклад її застосування з метою розповсюдження практики застосування даної методики для забезпечення єдності вимірювань при калібруванні цієї категорії обладнання.

Ключові слова: калібрування, методика калібрування, невизначеність вимірювання, кліматичні камери, температурне обладнання.

1. Вступ

Згідно чинного законодавства України випробувальне та лабораторне обладнання для відтворення, підтримування температури та/або вологості не є законодавчо регульованим засобом вимірювальної техніки і відповідно не підлягає повірці. Раніше подібне обладнання проходило процедуру метрологічної атестації але наразі ця процедура вилучена із законодавчого поля.

В той же час це обладнання може бути застосоване для отримання результатів вимірювань використовуваних у сфері законодавчо регульованої метрології. Згідно пункту 5 статті 7 Закону України «Про метрологію та метрологічну діяльність» [2], такі результати вимірювань можуть бути використані тільки якщо для них відомі відповідні характеристики похибок або невизначеність вимірювань, тобто застосовуване обладнання повинно мати підтверджені значення похибок або невизначеностей, які можна отримати за результатами калібрування або за іншою процедурою підтвердження метрологічних характеристик. Для лабораторій акредитованих за стандартом ДСТУ EN ISO/IEC 17025:2019 «Загальні вимоги до компетентності випробувальних та калібрувальних лабораторій» [3] калібрування є обов'язковим для всього обладнання, що впливає на результат вимірювання. Отже доцільно, а для акредитованих лабораторій обов'язково, виконувати калібрування цього обладнання.

Пункт 3 статті 27 Закону України «Про метрологію та метрологічну діяльність» [2] говорить, що калібрування та оформлення його результатів проводяться відповідно до національних стандартів, гармонізованих з відповідними міжнародними та європейськими стандартами, та документів, прийнятих міжнародними та регіональними організаціями з метрології.

Для калібрування випробувального та лабораторного обладнання для відтворення, підтримування температури та/або вологості пропонується застосування документа [4] регіональної метрологічної організації «EURAMET», який для кліматичних камер визначає використовувати методику калібрування «DKD-R 5-7: Calibration of Climatic Chambers» [1].

2. Мета статті

Представлення метрологічній спільноті стандартизованої методики для калібрування випробувального та лабораторного обладнання для відтворення, підтримування температури та/або вологості та розгляд особливостей її застосування для цього обладнання з метою забезпечення надання замовникам якісної та достатньої інформації щодо метрологічних характеристик їх обладнання за результатами калібрування, в тому числі інформації щодо неоднорідності, нестабільності тощо, для подальшого застосування цього обладнання, а також з метою забезпечення єдності вимірювань у країні шляхом застосування стандартизованої методики, або методик розроблених на її основі, замість великої кількості різних методик самостійно розроблених калібрувальними лабораторіями.

3. Виклад основного матеріалу

Запропонована методика встановлює мінімальні вимоги до процедури калібрування та до визначення похибки вимірювання при калібруванні кліматичних камер. Дана методика застосовується для калібрування кліматичних камер за температурою повітря та відносною вологістю повітря або тільки за температурою повітря. Вона також розглядає калібрування окремих місць вимірювання в кліматичних камерах (у цьому випадку вся кліматична камера не вважається відкаліброваною).

Для розуміння, розглянемо основні поняття методики: кліматична камера, місце вимірювання, референтне (еталонне, контрольне, опорне) місце вимірювання та корисний об’єм.

Кліматична камера – це технічний засіб, який дозволяє реалізовувати вибірково задані в робочому діапазоні значення температури повітря та/або відносної вологості у закритому об’ємі.

Місце вимірювання – це просторове положення, в якому знаходиться датчик температури або вологості, що розміщується в корисному об’ємі з метою калібрування. Таким чином, місце вимірювання це невеликий об’єм, який визначається розмірами сенсорних елементів і їх точністю позиціонування (приблизно 5 см максимум у кожному вимірі). Якщо вимірювання виконуються лише в одному місці, результат калібрування дійсний лише для цього місця. Екстраполяція на більший об’єм неприпустима.

Референтним місцем вимірювання є положення в корисному об’ємі, для якого визначається різниця між температурою повітря та/або вологістю повітря і встановленими значеннями. У більшості випадків геометричний центр корисного об’єму обирається як референтне місце. За бажанням замовника інші визначення референтного місця вимірювання також можливі. Положення референтного місця вимірювання має бути зазначено в сертифікат калібрування.

Корисний об'єм кліматичної камери – частковий об'єм кліматичної камери охоплений місцями вимірювання датчиків, які використовуються для калібрування. Відповідно до розташування вимірювальних місць, корисний об'єм може значно відрізнятися від загального об'єму камери. Калібрування камери в основному дійсне тільки для цього корисного об'єму. Повинні бути виконані мінімальні вимоги до розташування місць вимірювання відповідно до цієї методики (рис. 1).

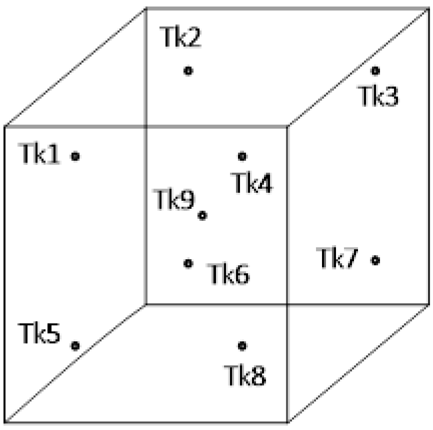


Рис. 1. Схематичне розміщення датчиків вимірювання у корисному об’ємі камери

Якщо калібрування виконується лише в окремих ізольованих місцях вимірювання, які не охоплюють об’єм, лише місце вимірювання, а не камера та її корисний об’єм, вважається відкаліброваним.

Для застосування даної методики потрібно, по-перше, оцінити чи обладнання відноситься до кліматичних камер, оскільки позначення виробника обладнання може бути іншими.

Кліматичні камери в рамках цієї методики мають корисний об’єм за місцем вимірювання, співвідношення між найбільшим і найменшим розміром цього корисного об'єму – менше 5. Вони можуть бути мобільними або стаціонарними. Однак, стіни, що служать для теплоізоляції від зовнішнього середовища, не повинні бути прямими частинами будівель або транспортних засобів, і має бути можливість чітко віднести їх до кліматичної камери.

Калібрування в рамках цієї методики може проводитися щодо повітря температури й відносної вологості або лише відносно температури повітря (температурна камера).

У розумінні цієї методики кліматичні камери підлягають калібруванню лише якщо вони відповідають наступним вимогам:

• Наявність датчиків температури/вологості повітря з відповідними індикаторами як компонентів кліматичної камери.

• Наявність систем контролю для величин, що калібруються, як компонентів кліматичної камера.

• Наявність технічних умов виробника.

• Наявність технічної документації на категорію датчика; додаткової інформації про, наприклад, положення та характеристики датчиків, характеристики ізоляції, а також бажаний тип стабілізації температури та зволоження.

• Атмосферний тиск у корисному об’ємі (тобто забезпечується вирівнювання тиску з навколишнім середовищем).

• Для роботи в одному діапазоні температури або вологості необхідно провести калібрування не менше трьох рівномірно розподілених значень температури або відносної вологості з діапазону використання. Калібрування тільки для однієї точки температури або вологості (номінальне значення) від робочого діапазону камери допустимо, але обмежує результат калібрування цією робочою точкою (це має бути зазначено в сертифікаті калібрування).

• Якщо втрати на розсіювання відбуваються в корисному об’ємі (тобто якщо завантаження призводить до надходження тепла або тепло постійно розсіюється в повітрі), цей вплив необхідно визначити в межах обсягу внеску невизначеності ефекту завантаження [1].

Що стосується максимальних робочих і калібрувальних діапазонів, то в цій методиці розрізняють кліматичні камери з активною циркуляцією повітря (примусовою конвекцією) в корисному об’ємі і без неї. В обох випадках кліматична камера повинна мати активний нагрів та/або охолодження.

Для калібрування кліматичних камер з системами циркуляції повітря визначені наступні вимоги:

• Температура повітря у межах від -90 °C до 500 °C. Калібрування для відносної вологості можливі й прийнятні лише в адекватних часткових діапазонах температури.

• Для кількості точок вимірювання у просторі для калібрування корисного об’єму дійсні наступні вимоги (можливі відхилення для калібрування окремих точок вимірювання):

Для корисних об’ємів < 2000 л потрібно вибрати мінімум дев’ять точок вимірювання згідно з вимогами IEC 60068-3-5:2018 [5], тобто місця вимірювання утворюють кутові точки та просторовий центр кубоїда, що охоплює корисний об’єм (див. рис. 1).

Для корисних об’ємів ≥ 2000 л місця вимірювання повинні охоплювати кубічну решітку з постійною решітки максимум 1 м (тобто найбільша відстань між сусідніми точками вимірювання становить 1 м).

• Кліматична камера повинна забезпечувати одноразову циркуляцію всього об’єму повітря протягом 30 с. Для доказів буде достатньо специфікації виробника.

До калібрування кліматичних камер без систем циркуляції повітря вимоги наступні:

• Максимальний діапазон температури повітря від -90 °C до 350 °C.

• Максимальний корисний об'єм обмежений 2000 л.

• Без циркуляції повітря вирівнювання температури значно ускладнюється. Необхідно враховувати тривалий час стабілізації. Вимірювання можна проводити лише після визначення температури у всіх місцях вимірювання (коли не має систематичних змін протягом принаймні 30 хв). Решта варіацій не повинні перевищувати часову нестабільність, заявлену та враховану в невизначеності вимірювання.

• Кількість місць вимірювання в просторі для калібрування корисного об’єму відповідає вимогам IEC 60068-3-5:2018 [5], тобто вимірювання необхідно проводити щонайменше в дев’яти місцях.

• Вплив завантаження на просторову однорідність слід визначати за допомогою вимірювань у незавантаженому та завантаженому стані принаймні в одному місці вимірювання (зазвичай у референтному), використовуючи типове завантаження користувача або використовуючи тестові тіла. Завантаження має імітувати максимальне погіршення просторового вирівнювання температури і має бути описано в сертифікаті калібрування. Якщо інше не вимагається клієнтом, завантаження повинно зайняти не менше 40 % корисного об'єму.

• Неприпустимо активне завантаження з тепловіддачею або підведенням тепла.

• Калібрування відносної вологості неприпустимо.

Якщо всі вищенаведені вимоги до обладнання виконуються, можна застосовувати дану методику для калібрування цього обладнання.

Власне, калібрування кліматичної камери потрібне для визначення відхилення кліматологічної характеристики температури та відносної вологості повітря в тих частинах об’єму камери, які надані в користування або в окремих точках об’єму камери від значень, що відображаються індикаторами камери. Крім цих відхилень, додаткові властивості такі як неоднорідності, стабільності тощо часто визначаються для характеристики камери та потенційного впливу на досліджуваний матеріал, розміщений у камері. Ці результати з одного боку представляють великий інтерес для користувача камери, оскільки вони описують її властивості під час використання, а з іншого боку необхідні для визначення похибки вимірювання результатів калібрування.

Таким чином, цілі калібрування наступні:

• Калібрування індикації температури та/або відносної вологості шляхом порівняння зі значенням температури повітря та/або вологості повітря виміряними у корисному об’ємі еталонними приладами (знаходження відхилень або поправок).

• Визначення невизначеності температури та/або відносної вологості при калібруванні, та визначення невизначеності для використання за визначених умов (наприклад при типовому завантаженні користувача камери).

• За бажанням замовника, калібрування може включати перевірку на відповідність вимогам користувача, допусків за визначених умов та/або технічних специфікацій.

• За бажанням замовника, калібрування може бути виконано лише в конкретному місці вимірювання. Однак у цьому випадку деякі компоненти невизначеності не будуть визначені та враховані. Тоді результат буде дійсним лише для цих місць, а не для всієї камери.

Згідно даної методики, калібрування кліматичної камери може здійснюватися трьома різними методами:

Метод А. Калібрування стосується корисного об’єму, охопленого місцями вимірювання в незавантаженій кліматичній камері. Калібрування цим методом охоплює:

• визначення корекції індикації або відхилення між вимірюваннями в контрольному місці та показами індикатора камери,

• визначення просторової неоднорідності в порожньому корисному об’ємі,

• визначення нестабільності у часі в порожньому корисному об’ємі,

• визначення радіаційного ефекту (тільки для вимірювання температури повітря),

• визначення ефекту завантаження в місці вимірювання шляхом порівняння завантаженого та порожнього корисного об’єму, за бажанням клієнта.

Метод В. Калібрування стосується корисного об’єму, охопленого місцями вимірювання в завантаженій кліматичній камері. Завантаження може бути реалізовано відповідно до типового завантаження користувача або заповненням пробними тілами не менше 40 % корисного об’єму. Для окремих досліджень і компонентів невизначеності дійсні правила методу А. Вплив самого навантаження визначається додатковим вимірюванням у центральному місці вимірювання в порожньому стані. Калібрування цим методом охоплює:

• визначення корекції індикації або відхилення між вимірюваннями в контрольному місці та показами індикатора в завантаженому стані,

• визначення просторової неоднорідності завантаженого корисного об’єму,

• визначення нестабільності у часі завантаженого корисного об'єму,

• визначення радіаційного ефекту (тільки для вимірювання температури повітря),

• визначення впливу завантаження для контрольного місця вимірювання порівнянням завантаженого і порожнього корисного об'єму.

Метод С. Калібрування стосується окремих точок вимірювання в кліматичній камері, які не охоплюють корисний об’єм. Калібрування цим методом охоплює:

• визначення корекції індикації або різниці між вимірюваннями в місці вимірювання та показами індикатора камери,

• визначення нестабільності у часі в місці вимірювання,

• визначення радіаційного ефекту в місці вимірювання,

• визначення впливу завантаження в місці вимірювання шляхом порівняння завантаженого та порожнього корисного об’єму, за бажанням клієнта

Після вибору метода калібрування процедура калібрування розпочинається з розташування датчиків у місцях вимірювання. Калібрування корисного об’єму методом А або В, як правило, проводиться шляхом вимірювання у кількох місцях корисного об’єму, кількість і просторове розташування яких встановлюється за аналогією зі стандартом IEC 60068-3-5:2018 [5] для камер з корисним об’ємом до 2000 л (див. рис.1), для більших корисних об’ємів місця вимірювання повинні охоплювати кубічну решітку з постійною решітки максимум 1 м (тобто найбільша відстань між сусідніми точками вимірювання становить 1 м). За бажанням замовника також можливі інші позиції але при цьому весь корисний об’єм повинен бути охоплений точками вимірювання, а відстань між сусідніми точками вимірювання не повинна перевищувати 1 м. Вибрані положення точок вимірювання повинні бути вказані в сертифікаті калібрування у вигляді ескізу.

Результат калібрування дійсний лише для об’єму, охопленого точками вимірювання. Просторова інтерполяція вимірюваних значень допустима лише для корисного об'єму, охопленого точками вимірювання. Вказана похибка вимірювання складається з максимальних значень індивідуальних внесків. Вона дійсна для загального корисного об'єму.

Калібрування в окремих місцях в корисному об’ємі (метод С) допустимо тільки за бажанням клієнта. У цьому випадку результат калібрування дійсний лише для досліджуваного місця вимірювання, і це має бути зазначено в сертифікаті калібрування. Як об’єкт калібрування необхідно вказати «місце(я) вимірювання в кліматичній камері». Внесок локальної просторової неоднорідності в місцях вимірювання повинен бути визначений для кожного місця вимірювання за допомогою двох термометрів, розташованих на відстані приблизно від 2 см до 5 см (або принаймні вибрати відстань відповідно до довжини активного датчика). Один із таких термометрів розташовують в положенні, визначеному для оприлюднення результату калібрування (місце вимірювання), а інший на необхідній відстані (результат вимірювання з цього термометра слугує лише для визначення локальної просторової неоднорідності та не входить явно в результат калібрування). Вибране положення місця вимірювання повинно бути вказано в сертифікаті калібрування у вигляді ескізу.

Просторова неоднорідність (негомогенність) визначається як максимальне відхилення температури або вологості в місцях вимірювання від референтного місця і визначається для всіх точок калібрування. Просторова неоднорідність температури або вологості досліджується лише у калібруваннях корисного об’єму за методом А або В. У калібруваннях за методом С, визначається лише локальна неоднорідність температури для оцінки внеску невизначеності через неоднорідність.

Нестабільність у часі температури або вологості повітря визначається з реєстрації коливань відповідно температури або відносної вологості протягом періоду щонайменше 30 хвилин після досягнення стабільного стану. Стабільні умови вважаються досягнутими, коли більше не реєструються систематичні коливання температури або відносної вологості. Для кліматичних камер без циркуляції повітря, вимірювання можна проводити лише через 30 хв після досягнення стабільності.

Для вимірювання нестабільності у часі необхідно реєструвати щонайменше 30 значень вимірювання протягом 30 хвилин через більш-менш постійні інтервали часу. Вимірювання необхідно проводити принаймні для центру корисного об’єму або для опорного місця вимірювання, для кожної температури калібрування або вологості калібрування. Нестабільність у часі повинна бути досліджена для всіх методів калібрування.

Радіаційний ефект (ефект випромінення) може визначатись одним з декількох способів описаних в п.7.4 методики [1], варто відмітити, що для температур від 0 °С до 50 °С ефект випромінювання може не визначатись, а можна припустити, що він вносить максимальний внесок 0,3 К в невизначеність вимірювання. Якщо різниця між температурою навколишнього середовища і температурою повітря (в кліматичній камері) під час калібрування перевищує 30 К, радіаційний ефект у будь-якому випадку повинен визначатися.

Ефект завантаження визначається за бажанням замовника. У разі калібрування методом (В) результат калібрування відноситься до завантаженого стану і враховується внесок завантаження в невизначеність вимірювання (калібрування виконується принаймні для контрольного місця вимірювання з завантаженням і без нього, а максимальна різниця приймається як напівширина прямокутно розподіленого внеску невизначеності).

У разі калібрування методом (А) або (С) результат калібрування завжди стосується незавантаженого стану. Якщо вплив завантаження досліджується за бажанням замовника, внесок завантаження враховується у невизначеності вимірювання.

Дослідження ефекту завантаження можна проводити за допомогою типового завантаження замовника або з використанням пробного завантаження, об'єм останнього повинен становити не менше 40 % від корисного об'єму. Вибране завантаження має бути описано в сертифікаті калібрування.

Невизначеність, яку слід зазначати, складається з невизначеності вимірювання температури та/або відносної вологості за допомогою еталонних вимірювальних приладів, з невизначеностей, що виникають від індикаторних приладів кліматичної камери, вкладів нестабільності у часі і просторової неоднорідності корисного об'єму, а також впливу завантаження та радіаційного ефекту (докладніше розрахунок невизначеності у р.8 методики [1]).

Оскільки кліматичні камери слугують для реалізації визначених температур і вологості повітря, похибка, присвоєна генерованим температурам і вологості повітря, повинна бути вказана в сертифікаті калібрування.

Температура зразків у корисному об'ємі може значно відрізнятися від температури повітря. Калібрування кліматичної камери не надає повної інформації про кліматологічні величини (температура та відносна вологість) на поверхні або навіть в об'ємі розміщеного в кліматичній камері вантажу для випробувань. В більшості випадків сам замовник може визначити температуру випробних зразків з меншою невизначеністю за допомогою відкаліброваного термометра.

Повний результат калібрування складається з таких компонентів:

• корекція або відхилення від індикації температури в еталонному місці вимірювання (методи А і В) або поправка(и) показання для окремого місця розташування (метод С),

• корекція або відхилення від індикації відносної вологості в еталонному місці вимірювання (методи А і В) або поправка(и) індикації для окремого місця вимірювання (метод С),

• невизначеність індикації температури,

• невизначеність індикації відносної вологості,

• детальні результати досліджень, такі як: однорідність, стабільність, ефект випромінювання, температура стінки тощо,

• висновок про відповідність температури (за бажанням замовника),

• висновок про відповідність щодо відносної вологості (за бажанням замовника),

• умови вимірювання.

В якості прикладу представлення результатів калібрування наведено інформацію із сертифіката калібрування на сушильну шафу Binder FD56 в частині вимірювання температури, точки калібрування 105 ⁰С та 130 ⁰С (див. табл. 1, 2, 3).

Калібрування проводилось Калібрувальною лабораторією ПрАТ «МХП» відповідно до вимог розглянутої у цій статті стандартизованої методики за методом А (незавантажена камера) з використанням багатоканального калібрувального комплексу на базі прецизійного термометра milliK, що має метрологічну простежуваність до визнаних національних еталонів (див. рис.2).

Ефект завантаження під час калібрування не досліджувався.

Таблиця 1 – Результати вимірювання температури, ⁰С

Задане значення температури	Температура виміряна в корисному об'ємі еталонним термометром	Покази індикатора прилада, який калібрувався	Похибка	Розширена невизначеність в корисному об'єму
105	106,20	105	1,20	4,59
130	131,31	130	1,31	5,32

Таблиця 2 – Просторовий розподіл температури, ⁰С

Задане значення температури	Температура виміряна еталонним термометром в місцях вимірювання									Розширена невизначеність в опорній точці
	Tk 1	Tk 2	Tk 3	Tk 4	Tk 5	Tk 6	Tk 7	Tk 8	Tk 9ref	
105	105,70	104,69	106,03	106,08	105,77	104,55	106,77	110,06	106,14	0,79
130	130,70	129,80	130,95	131,34	130,65	129,21	131,74	136,00	131,43	0,61

Таблиця 3 – Результати для характеристики корисного об’єму за температурою, ^{0}С

Задане значення температури	Нестабільність	Неоднорідність	Радіаційний ефект
105	0,47	3,91	0,10
130	0,18	4,58	0,12

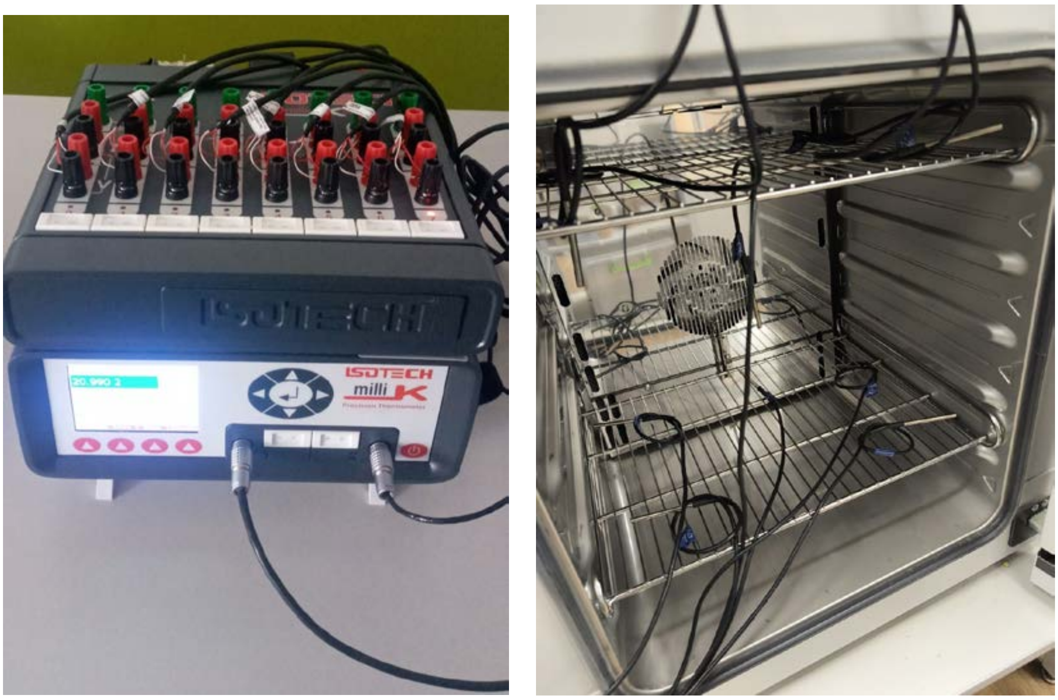


Рис. 2. Зовнішній вигляд калібрувального комплексу на базі прецизійного термометра milliK та розташування датчиків у корисному об’ємі сушильної шафи

4. Висновки

1. Застосування стандартизованої методики калібрування дозволяє порівнювати результати калібрування отримані різними калібрувальними лабораторіями і таким чином забезпечувати єдність вимірювань.

2. Розглянуто особливості стандартизованої методики [1] калібрування кліматичних камер та вимоги, яким повинно відповідати випробувальне та лабораторне обладнання для відтворення, підтримування температури та/або вологості, щоб бути відкаліброваним за цією методикою.

3. Проведення калібрування і представлення результатів згідно розглянутої у цій статті методики забезпечує замовника найбільш повною інформацією щодо характеристик корисного об’єму його обладнання таких як нестабільність, неоднорідність, вплив завантаження тощо.

4. Потребує подальшого дослідження питання можливості застосування розглянутої методики калібрування для обладнання, яке формально відповідає вимогам цієї методики але через конструктивні особливості не може бути досліджено у повному обсязі.

Наприклад, у тому випадку коли корисний об’єм камери обладнання невеликий і розмір вимірювальних датчиків еталонного термометра не дозволяє їх розмістити у мінімальній, згідно методики, кількості (9 датчиків для методу А або В, та 2 датчика для методу С).

Список літератури

1. Richtlinie DKD-R 5-7, Kalibrierung von Klimaschränken, Ausgabe 09/2018, Revision 0, Physikalisch-Technische Bundesanstalt, Braunschweig und Berlin.. DOI: https://doi.org/10.7795/550.20180828AH.

2. Закон України від 05.06.2014 No 1314–VII «Про метрологію та метрологічну діяльність».

3. ДСТУ EN ISO/IEC 17025:2019 Загальні вимоги до компетентності випробувальних та калібрувальних лабораторій (EN ISO/IEC 17025:2017, IDT; ISO/IEC 17025:2017, IDT).

4. EURAMET Calibration Guide No. 20 Guidelines on the Calibration of Temperature and/or Humidity Controlled Enclosures, version 5.0 (09/2017) – English version.

5. IEC 60068-3-5:2018 Environmental testing - Part 3-5: Supporting documentation and guidance - Confirmation of the performance of temperature chambers.

Надійшла (Received) 19.12.2024
Прийнята до друку (accepted for publication) 20.05.2025

Відомості про авторів / About the authors

Семеніхін Валерій – доктор філософії, асистент кафедри Інформаційно-вимірювальних технологій, Харківський національний університет радіоелектроніки; метролог, Калібрувальна лабораторія ПрАТ «МХП». E-mail: valerii.semenikhin@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0009-0006-9508-4957.
Semenikhin Valerii – PhD, assistant of the Department of Information and Measurement Technologies, Kharkiv National University of Radio Electronics; metrologist, Calibration Laboratory of PrJSC "MHP". E-mail: valerii.semenikhin@nure.ua, Number ORCID: https://orcid.org/0009-0006-9508-4957.

Шевченко Світлана – кандидат технічних наук, доцент кафедри «Матеріалознавства», Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», Харківський національний автомобільно-дорожній університет. E-mail: svsshev970819@gmail.com, ORCID: https://orcid.org/0000-0001-9379-3393.
Shevchenko Svitlana – Candidate of Technical Sciences, Associate Professor of Materials Science Department, National Technical University "Kharkiv Polytechnic Institute", Kharkiv National Automobile and Highway University. E-mail: svsshev970819@gmail.com, ORCID: https://orcid.org/0000-0001-9379-3393.

Features of the climate chamber calibration method application

Valerii Semenikhin, Svitlana Shevchenko

Abstract

The article considers the issue of calibration of test and laboratory equipment for reproducing, maintaining temperature and/or humidity and the features of using for this purpose the calibration methodology [1] recommended by the regional metrological organization "EURAMET". The recommended methodology is analyzed and an example of its application is given in order to disseminate the practice of applying this methodology to ensure the unity of measurements when calibrating this category of equipment.

Key words: calibration, calibration method, measurement uncertainty, climatic chambers, temperature equipment.

УДК 621.317.44 DOI: 10.30837/2663-9564.2025.1.06

ОЦІНКА НЕВИЗНАЧЕНОСТЕЙ ВИМІРЮВАНЬ ПРОСТОРОВИХ ГАРМОНІК ЗОВНІШНЬОГО МАГНІТНОГО ПОЛЯ

О.В. Дегтярьов, Ю.В. Козлов, Ю.Є. Хорошайло, В.О. Луценко, М.В. Корбецький, В.М. Унгер

Харківський національний університет радіоелектроніки, Харків, Україна

Анотація

У статті розглянуто методологію оцінки невизначеностей вимірювань магнітного дипольного моменту точковими методами просторового гармонічного аналізу. Проаналізовано вплив систематичних і випадкових похибок на точність вимірювань та запропоновано підхід до їх мінімізації. Розроблена модель оцінки невизначеностей базується на багаторазових спостереженнях, статистичному аналізі та використанні коефіцієнтів чутливості. Отримані результати дозволяють підвищити точність і відтворюваність вимірювань, що критично важливо для наукових досліджень, промислових застосувань та високотехнологічних галузей. Запропонована методологія сприяє гармонізації метрологічних стандартів, що регулюють вимірювання просторових гармонік зовнішніх магнітних полів. Використання підходу дозволяє адаптувати його до різних технічних об'єктів і забезпечити відповідність сучасним вимогам метрологічного забезпечення.

Ключові слова: магнітний дипольний момент, точковий метод, просторові гармоніки, невизначеність вимірювань, метрологічне забезпечення

1. Вступ

Магнітні вимірювання активно застосовуються в різних сферах науки та техніки, а їх використання постійно розширюється. Серед магнітних вимірювань значну роль мають вимірювання просторових гармонік зовнішніх магнітних полів технічних засобів – дипольної, квадрупольної, октупольної і т.д. складових. Окрім визначення інтенсивності магнітного поля, цей метод дозволяє отримати інформацію про просторову конфігурацію та структуру магнітного поля фізичних об'єктів. Серед просторових гармонік першочергове значення займає магнітний дипольний момент (M, $А\cdot м^2$). За ДСТУ ISO 80000-6:2016 "Величини та одиниці. Ч.6: Електромагнітні величини", магнітний дипольний момент - фізична величина, яка характеризує магнітні властивості об'єкта і визначає інтенсивність і напрямок створюваного цим об'єктом магнітного поля на віддалених відстанях. Вимірювання магнітного дипольного моменту є критичними у сфері матеріалознавства, нанотехнологій, магнітної безпеки, робототехніки. У сфері розробки електродвигунів, сенсорних систем, магнітних запам’ятовуючих пристроїв та медичних технологій (наприклад, магнітно-резонансної томографії) точне знання магнітного моменту критично важливе для оптимізації конструкцій та підвищення їх ефективності.

Актуальність питання оцінки невизначеностей вимірювань дипольного магнітного моменту зумовлена кількома ключовими факторами:

1) вдосконалення методології оцінювання точності вимірювань дипольного магнітного моменту точковими методами просторового гармонічного аналізу.

2) Вимірювання дипольного магнітного моменту часто проводяться в складних умовах, що пов'язані з впливом температурних, механічних та електромагнітних завад. Тому коректна оцінка невизначеності дозволяє забезпечити відповідність вимірювань міжнародним метрологічним стандартам.

Аналіз останніх досліджень і публікацій з цього питання підтверджує актуальність створення методології оцінки невизначеності вимірювань просторових гармонік зовнішнього магнітного поля. Так в роботі [1], де запропоновано метод вимірювання магнітного дипольного моменту об’єктів типу котушка оцінено тільки методичну складову похибки в 4 % без оцінки невизначеності вимірювань. Робота [2] висвітлює загальні питання оцінювання невизначеностей вимірювання магнітного дипольного моменту та підтверджує актуальність вдосконалення метрологічного забезпечення даної галузі вимірювань, але не дає методології для оцінки невизначеності непрямих вимірювань магнітного дипольного моменту. В роботі [3], що висвітлює питання підвищення точності вимірювань магнітного моменту малогабаритних супутників вказано забезпечення 2 % методичної похибки та загальностендова – 13%, але відомості про невизначеності вимірювань не наводяться. Таким чином, оцінка невизначеностей вимірювань магнітного моменту є актуальним завданням для науки, промисловості та високотехнологічних галузей, забезпечуючи точність, надійність та відтворюваність отриманих результатів.

Мета статті – вдосконалення національного метрологічного забезпечення магнітних вимірювань шляхом розробки методології оцінювання невизначеностей вимірювань просторових гармонік магнітного поля точковими магнітометричними методами.

2. Теоретичні основи методу вимірювання

Зовнішні магнітні поля струмів на великих відстанях порівняно з розмірами їхнього джерела набувають дипольного характеру. Для їхнього опису застосовується модель ексцентричного нахиленого магнітного диполя, теоретичне обґрунтування якої наведено в роботах [4, 5] у контексті зовнішнього магнітного поля об'єктів, що містять електро-радіообладнання. Магнітний потенціал такого джерела ЗМП можливо описати сферичним гармонічним рядом Гауса (1) у вигляді суми мультиполів просторових гармонік дипольної, квадрупольної, октупольної і т.д. складових:

$$U=\frac{1}{4\pi}\sum_{n=1}^{\infty}\frac{1}{R^{n+1}}\sum_{m=0}^{n}\left(g_{nm}\cos m\varphi+h_{nm}\sin m\varphi\right)\cdot P_n^m(\cos\theta), \quad (1)$$

де R, φ, θ – сферичні координати точки спостереження; g_{nm}, h_{nm} – коефіцієнти ряду, що визначають величини зональних, тесеральних та секторіальних гармонік мультипольних магнітних моментів, [$А\cdot м^{n+1}$]; n – порядковий номер просторової гармоніки ЗМП ряду Гауса; m – порядковий номер елементарного мультиполя n-ої гармоніки; $P_n^m(\cos\theta)$ – приєднані функції Лежандра.

Компоненти напруженості магнітного поля знаходяться диференціюванням потенціалу з виразу (1) за координатами R, φ, θ. Наприклад, поздовжня складова:

$$H_\theta=-\frac{1}{R}\frac{\partial U}{\partial\theta}=-\frac{1}{4\pi}\sum_{n=1}^{\infty}\frac{1}{R^{n+2}}\sum_{m=0}^{n}\left(g_{nm}\cos m\varphi+h_{nm}\sin m\varphi\right)\cdot \cdot\frac{\partial P_n^m(\cos\theta)}{\partial\theta}. \quad (2)$$

Сутність запропонованого методу полягає в наступному. Пропонується індукційним датчиком в точках екваторіальної площини $\theta=90^\circ$ зі значенням кутових координат $\varphi_i=(2i-1)45^\circ$, $\varphi_k=(2k-9)45^\circ$, де $i=1...4$, $k=5...8$ виконувати вимірювання сигналу U_i, $мВ$, наведеного напруженістю магнітного поля (2). Результуючий сигнал U, $мВ$ дорівнює

$$U=\frac{8}{k_f R^3}g_{10}-\frac{4}{k_f}\sum_{n=5}^{\infty}\frac{1-(-1)^n}{R^{n+2}}\frac{(R_2/R_1)^{3-n}-1}{(R_2^2/R_1^2)-1}\times \times\sum_{m=1}^{n}g_{nm}\cos m45^\circ\sin^3 m90^\circ\frac{\partial P_n^m(\theta=90^\circ)}{\partial\theta}. \quad (3)$$

З виразу (3) виходить, що вимірюваний корисний сигнал U_1, $мВ$, що відповідає поздовжньому магнітному моменту визначається виразом:

$$U\approx U_1=\frac{8g_{10}}{k_f R^3}. \quad (4)$$

З виразу (4) виходить, що поздовжній магнітний момент джерела магнітного поля дорівнює

$$M=g_{10}=\frac{Uk_f R^3}{8}. \quad (5)$$

3. Оцінка невизначеності вимірювань дипольної складової зовнішнього магнітного поля

Оцінимо для даного методу вимірювання величину поздовжнього магнітного дипольного моменту M джерела зовнішнього магнітного поля і пов'язану з ним стандартну та розширену невизначеність, зробивши багаторазові вимірювання корисного сигналу (U_i, мВ) (табл. 1) та відстані R від геометричного центру джерела ВМП до датчика.

Таблиця 1 – Результати багаторазових спостережень корисного сигналу, U, мВ

i=1	i=2	i=3	i=4	i=5	i=6	i=7	i=8
10,67	10,68	10,68	10,66	10,66	10,67	10,67	10,66
i=9	i=10	i=11	i=12	i=13	i=14	i=15	i=16
10,35	10,66	10,68	10,66	10,65	10,66	10,67	10,67

Таблиця 2 – Результати багаторазових спостережень відстані R_{ind} (геометричний центр координат– первинний вимірювальний перетворювач), мм

i=1	i=2	i=3	i=4	i=5	i=6	i=7	i=8
500	501	500	500	499	500	501	500
i=9	i=10	i=11	i=12	i=13	i=14	i=15	i=16
501	499	499	500	499	501	500	500

Попередньо із спостережень виключені грубі похибки і промахи і внесені поправки на систематичні ефекти.

1. Складаємо специфікацію вимірювань:

а) умови вимірювань: нормальні лабораторні;

б) аналіз технічних показників: для вимірювання корисного сигналу використовують цифровий вольтметр UNI-T UT632. Для вимірювання відстані R використовується штрихова міра довжини. Давач – індукційний перетворювач (коефіцієнт перетворення $k_f=6\pm10^{-3}\ А/мВ$);

в) складаємо модельне рівняння:

$$M=\frac{1}{8}k_f\cdot U_{ind}\cdot R_{ind}^3. \quad (6)$$

г) кореляція: жодна з вхідних величин не є корельованою з іншими якоюсь значною мірою.

2. Визначимо середнє арифметичне результатів багаторазових спостережень корисного сигналу за формулою:

$$\bar{U}_{ind}=\frac{1}{16}\sum_{i=1}^{16}\hat{U}_{ind\ i}=10,67\,\text{мВ}.$$

Визначимо стандартне відхилення спостережень корисного сигналу за формулою:

$$s\left(\hat{U}_{ind}\right) = 0,01\text{мВ}$$

та стандартну невизначеність оцінки результату вимірювання корисного сигналу за формулою

$$s(\bar{U}_{ind}) = \frac{0,01}{\sqrt{16}} = 0,0025 \text{ В} .$$

3. Визначимо середнє арифметичне результатів багаторазових спостережень відстані від центру координат до давача:

$$\bar{R}_{ind} = \frac{1}{16}\sum_{i=1}^{16}\hat{R}_{ind\ i} = 500\text{мм} .$$

Визначимо стандартне відхилення спостережень відстані від центру координат до давача:

$$s(\hat{R}_{ind}) = 0,73 \text{ мм}$$

та стандартну невизначеність оцінки результату вимірювання відстані від центру координат до давача:

$$s(\bar{R}_{ind}) = \frac{0,73}{\sqrt{16}} = 0,18 \text{ } мм .$$

4. Знаходимо стандартні невизначеності інших оцінок вхідних величин за типом B.

Вважаючи, що в межах похибки розподілені рівноймовірно, знаходимо

$$u(k_f) = \frac{0,001}{\sqrt{3}} = 6\cdot 10^{-4}\,\frac{A}{мB} .$$

5. Визначимо значення коефіцієнтів чутливості c_i як часткові похідні модельного рівняння (6) за вхідними величинами відповідно до виразу (7)

$$c_i = \frac{\partial f}{\partial x_i} = \frac{\partial f}{\partial X_i}\bigg|_{x_1, x_2, \ldots x_m}; \tag{7}$$

$$c(\bar{V}_{ind}) = \frac{1}{8}\hat{k}_f\bar{R}^3 = 0,094\frac{Aм^2}{B};$$

$$c(\bar{R}_{ind}) = \frac{3}{8}\hat{k}_f\bar{V}\,\bar{R}^2 = 6\ Aм;$$

$$c(\hat{k}_f) = \frac{1}{8}\bar{R}^3\bar{V} = 0,1667\ Bм^3 .$$

Складаємо бюджет невизначеності (табл. 3).

Таблиця 3 - Бюджет невизначеності вимірювання магнітного дипольного моменту

Вхідна величина	Оцінка вхідної величини	Стандартна невизначеність	Число ступенів свободи	Розподіл ймовірності вхідної величини	Коефіцієнт чутливості	Внесок невизначеності, $A\cdot м^2$
U_{ind}	10,67 $мB$	0,0025 $мB$	15	закон нормальний	0,094 $\frac{Aм^2}{B}$	$2,5\cdot 10^{-4}$
R_{ind}	500 $мм$	0,18 $мм$	15	закон нормальний	6 $Aм$	$1,1\cdot 10^{-3}$
k_f	6 $\frac{A}{мB}$	$6\cdot 10^{-4}\,\frac{A}{мB}$	∞	закон рівномірний	0,1667 $Bм^3$	10^{-4}
M	1,01 $Aм^2$	$1,1\cdot 10^{-3}\ Aм^2$	–	–	–	–

6. Знаходимо сумарну невизначеність оцінки осьового магнітного моменту. Зважаючи на нелінійність моделі, сумарну невизначеність знаходимо з урахуванням вищих членів ряду Тейлора за формулою:

$$u_c(M) = ((\sum_{i=1}^{3} c_i^2 u^2(x_i) + \sum_{i,j=1}^{3}\left(\frac{1}{2}\left(\frac{\partial^2 f}{\partial x_i \partial x_j}\right)^2 + \frac{\partial f}{\partial x_i}\frac{\partial^3 f}{\partial x_i \partial x_j^2}\right)\cdot$$

$$\cdot u^2(x_i)u^2(x_j))^2)^{1/2} =$$

$$\Big[c^2(\bar{V}_{ind})u^2(\bar{V}_{ind}) + c^2(\bar{R}_{ind})u^2(\bar{R}_{ind}) + c^2(\hat{k}_f)u^2(\hat{k}_f) +$$

$$+\frac{1}{2}\left(\left(\frac{\partial^2 M_z}{\partial V^2}\right)^2 + \left(\frac{\partial^2 M_z}{\partial R^2}\right)^2 + \left(\frac{\partial^2 M_z}{\partial k_f^2}\right)^2 + \ldots\right)\Bigg]^{1/2} =$$

$$= 1,1\cdot 10^{-3}\text{ Ам}^2 .$$

7. Знаходимо оцінку вимірюваної величини. Зважаючи на нелінійність моделі, оцінку вимірюваної величини проводимо за формулою (8)

$$\bar{M} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} f(U_{1,k}, R_{1,k}) = \frac{1}{16}\sum_{k=1}^{16} f(U_{1,k}, R_{1,k}) = 1{,}01\text{ Ам}^2. \tag{8}$$

8. Визначаємо стандартну невизначеність типу А непрямого вимірювання у за формулою

$$u_a(M) = \sqrt{\sum_{k=1}^{n}\frac{(M_k - \bar{M})^2}{n(n-1)}} =$$

$$= \sqrt{\sum_{k=1}^{16}\frac{(M_k - \bar{M})^2}{240}} = 0,96\cdot 10^{-3}\ Aм^2.$$

9. Розрахуємо коефіцієнт охоплення:

$$k = t_{0,95}(\nu_{eff}) .$$

Ефективна кількість ступенів свободи

$$\nu_{eff} = \frac{u_c^4}{\sum_{i=1}^{m} \frac{u^4(y_i)^4}{\nu_i}} =$$

$$= \frac{u_c^4}{\left(\frac{\left(u(\bar{U})c(\bar{U})\right)^4}{\nu_i} + \frac{\left(u(\bar{R})c(\bar{R})\right)^4}{\nu_i} \right) + \frac{\left(u(\hat{k}_f)c(\hat{k}_f)\right)^4}{\infty}} =$$

$$= 15 \frac{\left(1{,}1 \cdot 10^{-3}\right)^4}{\left(u(\bar{V})c(\bar{V})\right)^4 + \left(u(\bar{R})c(\bar{R})\right)^4} = 14{,}92 \approx 15\,.$$

10. Знаходимо розширену невизначеність

$$U = k\,u_c(\hat{M}_z) = t_{0{,}95}(15) \cdot 1{,}1 \cdot 10^{-3} =$$
$$= 2{,}13 \cdot 1{,}1 \cdot 10^{-3} = 2{,}34 \cdot 10^{-3}\ \text{Ам}^2.$$

11. Записуємо результат вимірювання у вигляді

$$M_z = (1{,}010 \pm 0{,}002)\ Ам^2,\ p = 0{,}95\,.$$

Таким чином, розроблено методику оцінювання невизначеності вимірювань магнітного дипольного моменту за допомогою точкових методів просторового гармонійного аналізу. Запропонований підхід придатний для аналізу невизначеностей як чинних, так і перспективних методів.

4. Висновки

1) Розроблена методологія оцінки невизначеності вимірювань магнітного дипольного моменту точковими методами просторового гармонічного аналізу. Запропонований підхід може бути застосований для оцінки невизначеностей існуючих та перспективних методів.

2) Результати сприяють гармонізації вимірювальних стандартів у галузі магнітних вимірювань та дозволяють покращити їхню відповідність міжнародним метрологічним нормам.

3) Запропонований підхід підвищує точність та відтворюваність результатів вимірювань, що є критично важливим для наукових досліджень, промислових застосувань і високотехнологічних галузей.

4) Запровадження концепції невизначеності у вітчизняну метрологічну практику дозволить підвищити якість вимірювань та сприятиме розвитку точних магнітних досліджень.

References

1. Moschitta A. Accurate Estimation of a Coil Magnetic Dipole Moment // *2017 IEEE International Workshop on Measurement and Networking (M&N)*. Naples, 2017. doi: 10.48550/arXiv.1710.07054.

2. Govind B., Misra D.K., Khanna S.P., Kumar A., Bano S. Errors in Measurement of Magnetic Field and Magnetic Moment with its Associated Uncertainty // *Recent Advances in Metrology*. – 2023. – January. – P. 157-165. doi: 10.1007/978-981-19-2468-2_18.

3. Monguiló S., Alejandro. Magnetic Moment Characterization for Small Satellites. – 2021-10-18. – 96 p.

4. Лупіков В.С. Теоретичне обґрунтування об'єднаної дипольної моделі зовнішнього магнітного поля електрообладнання // *Бюлетень Національного університету «ХПІ»*. – 2001. – Т. 17. – С. 95-102.

5. Лупіков В.С. Магнітний момент як функція параметрів джерела магнітного поля різних видів електрообладнання // *Вісник Нац. техн. ун-ту «ХПІ»: зб. наук. пр.* – Темат. вип.: Проблеми вдосконалення електричних машин та апаратів. – Харків: НТУ «ХПІ», 2008. – № 25. – С. 67-80.

Надійшла 02.02.2025
Прийнята до друку 04.04.2025

ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРІВ/ABOUTTHEAUTHORS

Дегтярьов Олександр Валентинович – к.т.н., доцент, доцент кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, Харківський національний університет радіоелектроніки, м. Харків, Україна; e-mail: oleksandr.degtiarov@nure.ua, ORCID: 0000-00002-3187-1621.
Oleksandr Degtiarov – PhD, associate professor of Information and Measurement Technology Department of Kharkiv National University of Radio Electronics; Kharkiv, Ukraine; e-mail: oleksandr.degtiarov@nure.ua, ORCID: 0000-00002-3187-1621.

Козлов Юрій – кандидат технічних наук, доцент кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, Харківський національний університет радіоелектроніки, e-mail: yurii.kozlov@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-6165-4978
Kozlov Yurii – PhD, Associate Professor of IMT Department, Kharkiv National University of Radio Electronics, e-mail: yurii.kozlov@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-6165-4978

Хорошайло Юрій Євгенович – к.т.н., доцент, завідувач кафедри проектування та експлуатації електронних апаратів, Харківський національний університет радіоелектроніки, м. Харків, Україна; e-mail: yurii.khoroshailo@nure.ua, ORCID: 0000-0002-4239-4357.
Iurii Khoroshailo – DSc, Head of Design and Operation of Electronic Devices Department of Kharkiv National University of Radio Electronics; Kharkiv, Ukraine; e-mail: yurii.khoroshailo@nure.ua, ORCID: 0000-0002-4239-4357.

Луценко Віктор Олександрович – аспірант кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, Харківський національний університет радіоелектроніки, м. Харків, Україна; e-mail: viktor.lutsenko@nure.ua, ORCID: 0000-0003-0491-3280.
Lutsenko Viktor – postgraduate student of IMT Department, Kharkiv National University of Radio Electronics; Kharkiv, Ukraine; e-mail: viktor.lutsenko@nure.ua, ORCID: 0000-0003-0491-3280.

Корбецький Максим Вікторович – аспірант кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, Харківський національний університет радіоелектроніки, м. Харків, Україна; e-mail: maksym.korbetskyi@nure.ua, ORCID: 0009-0002-6116-2479.
Maksym Korbetskyi – postgraduate student of IMT Department of Kharkiv National University of Radio Electronics; Kharkiv, Ukraine; e-mail: maksym.korbetskyi@nure.ua, ORCID: 0009-0002-6116-2479.

Унгер Віктор Миколайович – аспірант кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, Харківський національний університет радіоелектроніки, м. Харків, Україна; e-mail: viktor.unher@nure.ua, ORCID: 0009-0003-6170-4036.
Unger Viktor – postgraduate student of IMT Department, Kharkiv National University of Radio Electronics; Kharkiv, Ukraine; e-mail: viktor.unher@nure.ua, ORCID: 0009-0003-6170-4036.

Measurements uncertainty evaluation of spatial harmonics of an external magnetic field

O.V. Degtiarov, Yu.V. Kozlov, Yu.E. Khoroshailo, V.O. Lutsenko, M.V. Korbetskyi, V.M. Unger

Abstract

The article considers the methodology for estimating uncertainties in magnetic dipole moment measurements using point methods of spatial harmonic analysis. The influence of systematic and random errors on the accuracy of measurements is analyzed and an approach to their minimization is proposed. The developed uncertainty estimation model is based on multiple observations, statistical analysis, and the use of sensitivity coefficients. The results obtained allow to increase the accuracy and reproducibility of measurements, which is critically important for scientific research, industrial applications, and high-tech industries. The proposed methodology contributes to the harmonization of metrological standards governing measurements of spatial harmonics of external magnetic fields. The use of the approach allows it to be adapted to various technical objects and to ensure compliance with modern metrological requirements.

Key words: magnetic dipole moment, point method, spatial harmonics, measurement uncertainty, metrological assurance

UDC 004.032.26
DOI: 10.30837/2663-9564.2025.1.07

USING ARTIFICIAL NEURAL NETWORKS TO REDUCE NONLINEARITY OF MEASURING DEVICES

S.M. Avakin, S.O. Dovhopolyi, I.O. Moshchenko, O.V. Zaporozhets

Kharkiv National University of Radio Electronics, Kharkiv, Ukraine

Abstract

The article discusses methods for reducing the impact of nonlinearity in the transformation function of measurement devices on the accuracy of measurement results by applying an additional correction device that implements a dependency that is inverse to the transformation function. The aim of the research is to explore the possibilities of using artificial neural networks, specifically multilayer perceptrons and radial basis function networks, as such correctors. The effectiveness of the proposed correction methods for the transformation function has been investigated through simulation computer modeling, examining the impact of the type of nonlinearity on the quality of such correction. A comparative analysis was carried out with traditional approaches, specifically a corrector based on polynomial approximation. The simulation results indicate that the accuracy of neural network correctors is comparable to that of polynomial correctors, and in some cases, even superior. This opens up prospects for a broader application of such modern measurement data processing methods as artificial neural networks in measurement technology.

Keywords: nonlinearity, correction, transformation function, artificial neural network, multilayer perceptron, radial basis neural network, training.

1. Introduction

The last few decades have been marked by the rapid development of information technologies, which have radically and fundamentally changed not only the usual way of human life but also entire sectors of the economy in most developed countries of the world. An undeniable achievement of scientific thought has been the successes in the development of artificial intelligence. Research in the field of artificial neural networks, deep learning, and fuzzy systems has enabled the implementation of quite complex methods of mathematical processing and analysis of large data sets, as well as solving a number of classification, optimization, management, pattern recognition, identification, approximation of complex nonlinear dependencies, diagnostics, and other tasks.

The field of measurements and measurement technology is also not left behind and is actively trying to utilize more effective methods of information processing that will enhance the accuracy and reliability of measurement results. The role of such methods becomes increasingly important with the complexity of measurements and the rising demands for their accuracy.

New directions in applied mathematics, such as the theory of artificial neural networks, interval analysis, robust and nonparametric statistics, fuzzy logic, wavelet analysis, and several others, provide a mathematical framework for solving those problems for which classical data processing methods are ineffective. The development of new methods for processing measurement information is driven by the needs of modern measurement practice, which is characterized by the increasing complexity of measurement tasks and measurement devices.

The expansion of data processing capabilities and measurement results is closely related to the development of measurement methodology, the improvement of mathematical methods, as well as the widespread implementation of computing technology in the measurement chain, including microcontrollers.

2. Problem Statement

For a measuring instrument, one of the most important are the metrological characteristics that affect the measurement result and the accuracy of this result. One such characteristic is the nominal static transformation function of the measuring device (other names include transformation equation, calibration characteristic). It establishes the dependence $y = F(x)$ of the informative parameter of the output signal y from the value of the informative parameter of the input signal x.

Usually, the transformation function is required to be linear within the working measurement range. However, quite often when solving practical measurement problems, one has to deal with measuring devices that have a nonlinear transformation function. For example, analog electronic megohmmeters in the mode of measuring high resistances (units and tens of megohms) have a reverse non-uniform scale. The sensitivity of the device in different sections of such a scale will vary, which is not entirely convenient both when taking readings and when assessing the measurement result's error. Individual elements of the measuring circuit, such as semiconductor thermistors or diodes, also have significantly nonlinear operating characteristics, which affects the transformation function of the device. Sometimes, it is possible to approximate the transformation function to a linear one using circuit design solutions, but this is not always the case.

Typically, in practice, the transformation function is approximated by a linear dependence $\hat{y} = a + bx$, the unknown coefficients a and b are found using the least squares method. However, in cases where the nonlinearity of the transformation function is significant, such an approach does not yield the desired results, as a large systematic error arises due to the deviation of the nominal transformation function from the actual one (Fig. 1).

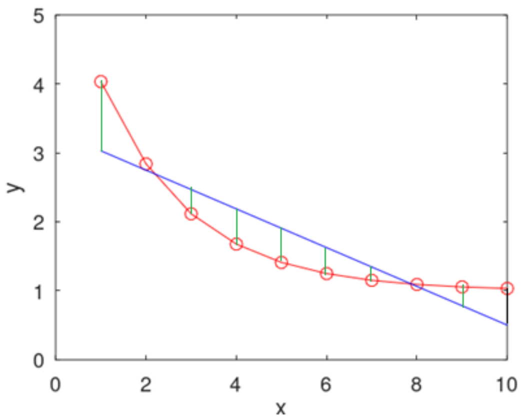


Fig. 1. Linearization errors of the transformation function

To reduce this error, one can attempt to convert the nonlinear function $y = F(x)$ into a linear form $\tilde{y} = a + b\tilde{x}$ by changing the variables

$$\tilde{y} = \varphi(y), \quad \tilde{x} = \psi(x)$$

with subsequent determination of the coefficients a and b of the linear function using the least squares method [1]. However, in this case, it is necessary to know in advance what the nonlinear transformation function looks like, that is, to have prior information about the structure of the mathematical model of the measurement device. The justified choice of the type of this nonlinear dependence is quite a complex task, which is poorly amenable to formalization and is carried out based on known physical laws or the personal experience of the specialist solving the problem.

One of the well-known approaches to reducing the impact of the nonlinearity of the transformation function on the measurement result error, which can be considered universal, is the algorithmic correction of the transformation function. A special correction device is connected in series with the measuring instrument, which performs the inverse transformation with respect to its characteristic $\hat{x} = F^{-1}(y)$. As a result of such correction, we obtain an estimate $\hat{x}$ of the input signal (measured quantity) x, and the resulting transformation function becomes linear. An important additional condition is the invariance of such a converter to the form of the nonlinear function being corrected, that is, the ability to adapt to any transformation function.

The aim of this article is to investigate an adaptive system for correcting the transformation function of a measurement device, which will utilize an artificial neural network as a correction device and ensure the linearity of the transformation function across the entire range of possible values of the measured input quantity.

3. Correction of the transformation function using an artificial neural network

Artificial neural networks (ANN) are computational structures built on the principles of biological neural networks formed by the cells of the brains of living organisms. A distinctive feature of ANNs is their ability to learn, which has made them a priority area of research in the field of artificial intelligence. The theory of ANNs has been rapidly developing in recent years, contributing to an increased interest in their application across various fields of science, technology, economics, medicine, military affairs, and more. Due to properties such as high reliability of operation, noise immunity, ability to generalize, and the possibility of implementing complex multidimensional mappings, neural networks are widely used for pattern recognition and classification, decision-making and control, optimization, function approximation, forecasting, filtering, and memory organization [2-5].

Considering the aforementioned features of ANNs, particularly its ability to serve as a universal approximator of complex nonlinear dependencies, it is most appropriate to use a neural network as a correction device, as demonstrated in a number of studies [6-10]. Figure 2 shows the structure of such an adaptive correction system for the transformation function of the measurement device. The effect of internal and external random factors on the measurement process is represented by additive noise $\xi(t)$ at the output of the measuring device, where t – current time. The output signal $y(t)$ is fed into the correction neural network, which performs the inverse transformation and generates an estimate of the input signal (measured quantity) $\hat{x}(t)$.

The training algorithm adjusts the synaptic weight coefficients of the neural network in such a way as to ensure the best approximation of its output signal $\hat{x}(t)$ to the known value of the input signal $x(t)$. In this process, the mean squared error of the correction $e(t) = x(t) - \hat{x}(t)$ is minimized using one of the known gradient optimization procedures.

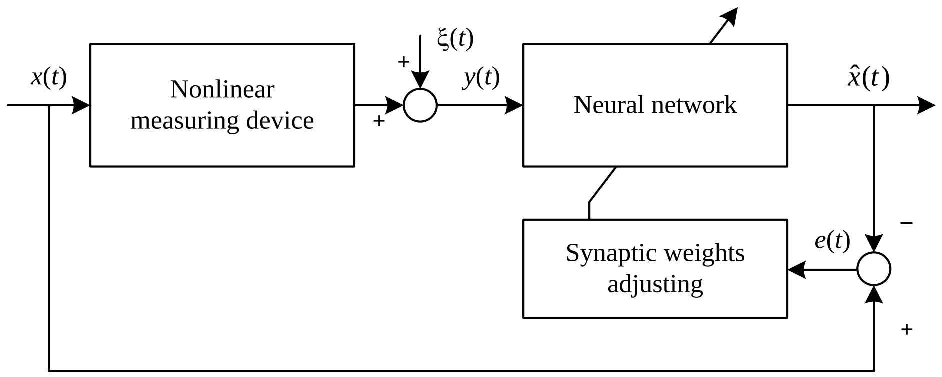


Fig. 2. Structure of the adaptive system for correcting the nonlinearity of the transformation function of the measuring device

4. Correction device based on a multilayer perceptron

A multilayer feedforward neural network, or multilayer perceptron (MLP), consists of several layers of formal neurons connected in sequence: an input layer, hidden layers, and an output layer (see Fig. 3). Neurons within the same layer are not connected to each other; the outputs of the neurons in the *n*-th layer are fed into the inputs of the neurons in the next $n+1$- th layer. The input vector signal is fed into the inputs of the neurons in the first layer, and the output signals of the last layer form the output vector signal of the network. The configuration of MLP is determined by the number of layers, the number of neurons in each layer, and the activation functions of the neurons. Training involves adjusting the connection weights between neurons in such a way as to ensure the required values of the output signals of the network. During the training process, a multilayer neural network is capable of identifying complex dependencies between input and output signals and performing generalization. When using the supervised learning, the dataset on which the neural network is trained must be labeled or marked, meaning it should contain the correct answers (outputs of the neural network) for each input sample of the training sequence.

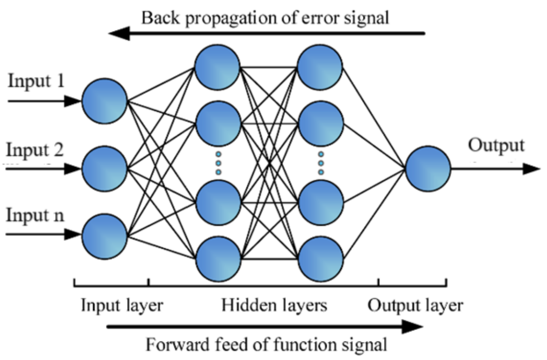


Fig. 3. Multilayer perceptron

It is proposed to implement a device for correcting the nonlinearity of the transformation function of the measurement device based on a three-layer perceptron, the structure of which is shown in Fig. 4.

The output layer of the perceptron consists of one neuron that generates the signal $\hat{x}$ as a weighted sum of the output signals of the neurons in the hidden layer

$$\hat{x} = \sum_{j=1}^{n} V_j O_j, \tag{1}$$

where O_j is the output signal of the *j*-th neuron in the hidden layer; V_j is the synaptic weight of the *j*-th input of the output layer neuron; *n* is the number of neurons in the hidden layer.

The hidden layer of the MLP is formed by neurons with sigmoid activation functions. Each neuron of this layer is described by the following equations

$$O_j = \frac{1}{1+e^{-S_j}},$$

$$S_j = \sum_{i=1}^{m} W_{ij} O_i,$$

where O_i is the output signal of the *i*-th neuron in the input layer; W_{ij} is the synaptic weight of the *i*-th input of the *j*-th neuron in the hidden layer; *m* is the number of neurons in the input layer.

The input layer of neurons is formed by the input signals of the neural network, which in the context of the problem under consideration are the output signal of the measuring device *y* and a constant signal equal to one, introduced to account for the constant offset.

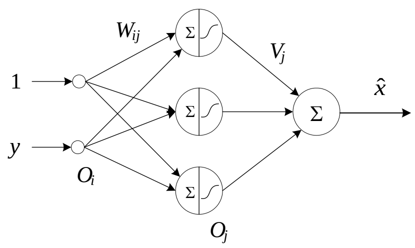


Fig. 4. MLP-corrector

MLP training is based on minimizing the mean squared error

$$E = \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{N} e^2(k) = \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{N}\left(x(k) - \hat{x}(k)\right)^2 \tag{2}$$

by adjusting the synaptic weight coefficients of neurons using gradient methods. The two most popular learning algorithms are:

– back propagation;

– Levenberg-Marquardt algorithm, which is a combination of the Gauss-Newton method and the gradient descent method.

In our case, it is more appropriate to use the Levenberg-Marquardt algorithm for training the MLP, as it has a higher convergence speed compared to other gradient optimization methods.

The dataset for the training procedure of the correction neural network will consist of pairs of values

$\{<y(1), x(1)>, <y(2), x(2)> \dots <y(N), x(N)>\}$,

obtained during the calibration of the measurement device by applying a reference signal $x(k)$ and receiving the corresponding output signal value $y(k)$.

5. Correction device based on radial basis function neural network

Another universal approximator of complex functional dependencies is the radial basis function neural network (RBFN). The architecture of such a network consists of three layers: an input layer, which receives the vector of input signals; a hidden layer, composed of radial-type neurons; and an output layer, which forms a weighted linear combination of the outputs of the hidden layer neurons (Fig. 5).

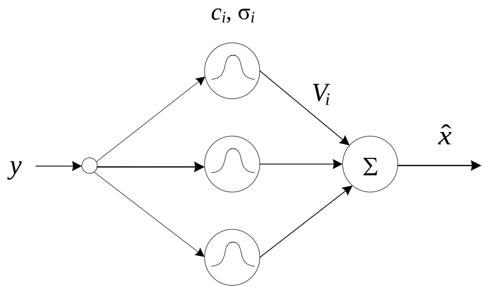


Fig. 5. RBFN- corrector

If the Gaussian function is used as the activation function of the hidden layer neurons, then the equation of such a transformer will have the form

$$\hat{x} = \sum_{i=1}^{n} V_i \exp\left(-\frac{(y-c_i)^2}{2\sigma_i^2}\right), \qquad (3)$$

where c_i is the center of the i-th basis function, and σ_i is its radius (width). The training of RBFN involves determining the linear weight coefficients V_i of the output neuron, centers c_i and widths σ_i hidden layer neurons. In this case, the following options are possible:

1) fixed values for the centers and widths of the hidden layer neurons are set, and the weight coefficients of the output neuron are determined through training;

2) the centers and widths are determined through self-learning (most often using clustering methods), and then the weights of the output neuron are adjusted to minimize the objective function (2);

3) all network parameters are determined using supervised learning.

6. Results of experimental studies

To study the properties of the proposed neural network systems for correcting the transformation functions of measurement devices, computer modeling was performed in the MATLAB environment using the Neural Network Toolbox. During the modeling process, the influence of the type of nonlinearity on the quality of the correction of the transformation function was investigated, while the following types of functions were used for modeling the nonlinear measurement device [1]:

1) sinusoidal $y = \sin(ax+b)$;

2) power $y = ax^b$;

3) hyperbolic $y = a + b/x$;

4) fractional-linear I $y = \frac{1}{a+bx}$;

5) fractional-linear II $y = \frac{cx}{a+bx}$;

6) exponential I $y = ae^{bx}$;

7) exponential II $y = ae^{b/x}$;

8) logarithmic I $y = a + b\ln x$;

9) logarithmic II $y = a + b/\ln x$.

Additive noise at the output of the measurement device was modeled as a Gaussian random process with a zero mean and a standard deviation of 0.005. The quality of the correction was assessed by the root mean square deviation of the corrected signal estimate from its true value

$$s = \sqrt{\frac{1}{N-1}\sum_{k=1}^{N}\left(x(k)-\hat{x}(k)\right)^2}. \qquad (4)$$

For comparison, modeling of a similar correction system for the transformation function based on a 5th degree polynomial approximator was carried out. The modeling results are presented in Figures 6-11 and in Table 1.

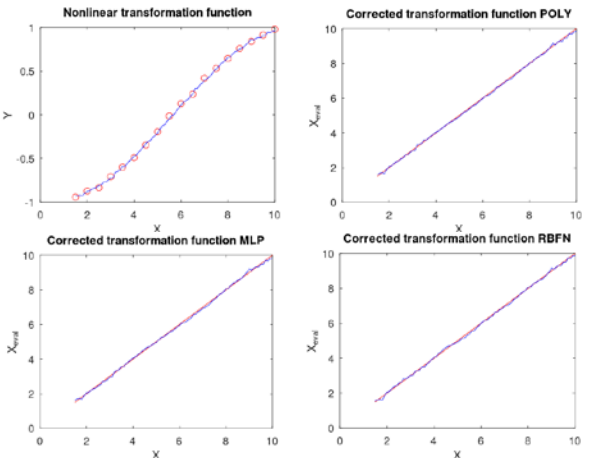


Fig. 6. Correction of the sinusoidal transformation function

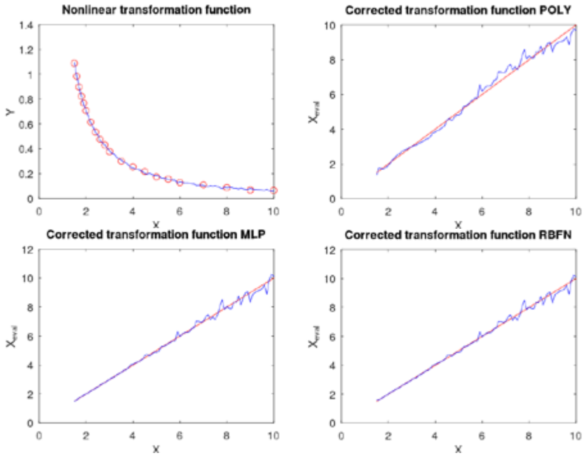


Fig. 7. Correction of the power transformation function

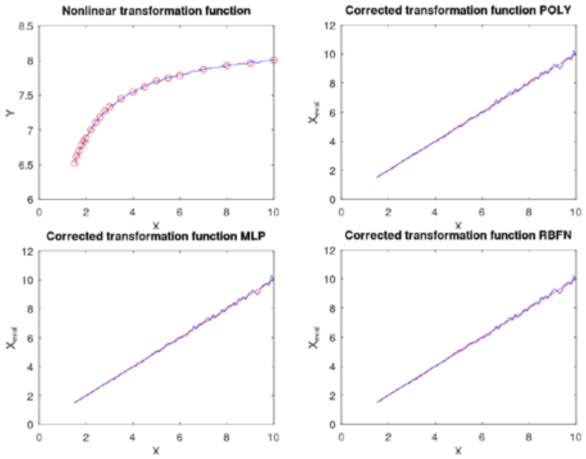


Fig. 8. Correction of the fractional-linear II transformation function

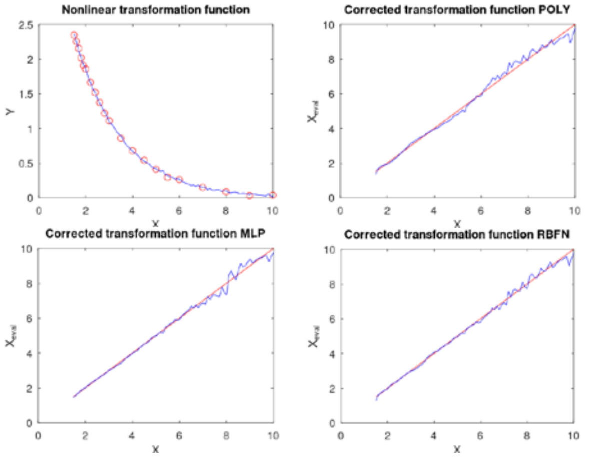


Fig. 9. Correction of the exponential I transformation function

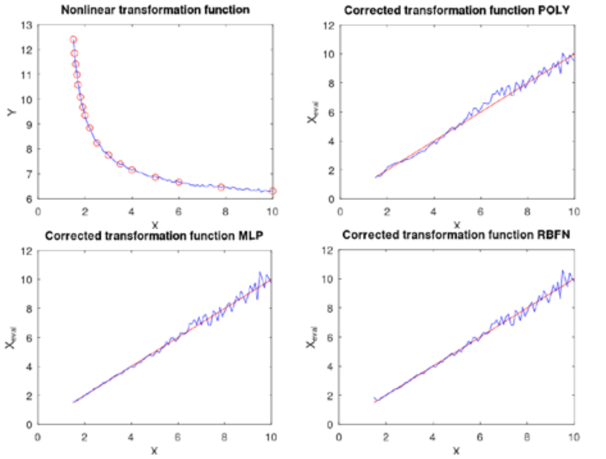


Fig. 10. Correction of the logarithmic II transformation function

Table 1 – Root mean square error of correction for various nonlinear functions and correctors

Function	Formula	Root mean square correction error		
		POLY	MLP	RBFN
1. Sinusoidal	$y=\sin(0{,}3x-1{,}7)$	0,0615	0,0752	0,0700
2. Power	$y=2\cdot x^{-1{,}5}$	0,2621	0,1992	0,1983
3. Hyperbolic	$y=5+3/x$	0,1360	0,1374	0,1414
4. Fractional-linear I	$y=\dfrac{1}{0{,}05+0{,}1x}$	0,0974	0,0985	0,1016
5. Fractional-linear II	$y=\dfrac{10x}{0{,}5+1{,}2x}$	0,1076	0,1061	0,1053
6. Exponential I	$y=5\cdot e^{-0{,}5\cdot x}$	0,2160	0,1870	0,1611
7. Exponential II	$y=5\cdot e^{0{,}5/x}$	0,1780	0,1727	0,1590
8. Logarithmic I	$y=5+3\cdot\ln x$	0,0704	0,0715	0,0911
9. Logarithmic II	$y=5+3/\ln x$	0,3099	0,2814	0,2849

The points of the training sample are marked with circles on the graph of the function.

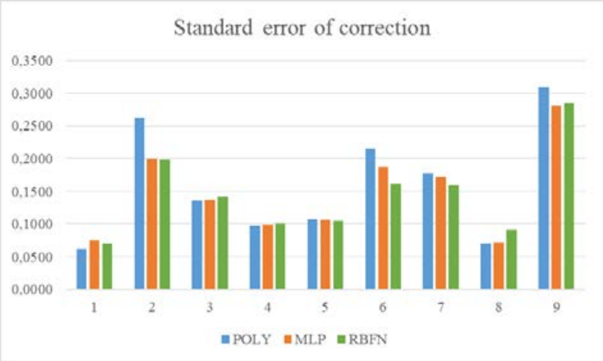


Fig. 11. Correction errors

7. Conclusions

The analysis of the simulation results presented in Figs. 6-11 and in Table 1 indicates that the proposed neural network system for correcting the nonlinearity of the transformation function of the measurement device based on MLP and RBFN is suitable for correcting a fairly wide class of nonlinear transformation functions encountered in measurement tasks. Comparison of the characteristics of neural network correctors and a similar system based on a polynomial approximator shows that the root mean square error of correction for some types of nonlinear transformation functions differs insignificantly between traditional and neural network correctors, while for others, the neural network approach demonstrates better results.

From this, it can be concluded that the simulation results fully confirm the operability of the proposed adaptive system for correcting the nonlinearity of transformation functions based on ANN and are consistent with theoretical assumptions. The advantage of the proposed approach is the invariance of neural network correctors to the type of nonlinear characteristic of the measurement device and the ability to synthesize such systems through training, without involving complex design methods. This significantly expands the application possibilities of such systems in metrological practice, particularly in the channels of information-measurement systems, where it is quite straightforward to implement methods of digital processing of measurement information.

The use of the proposed correction based on a neural network approach will significantly reduce the systematic measurement error caused by the discrepancy between the nominal and actual transformation functions of the measurement device.

References

1. Granovskiy V.A., Siraya T.N. Methods of processing experimental data in measurements. L.: Energoatomizdat, 1990. 288 p. [In Russian]
2. Bishop C.M. Pattern Recognition and Machine Learning. Springer. 2006. 738 p.
3. Haykin S. Neural Networks and Learning Machines. 3 rd. ed. Pearson, 2009. 906 p.
4. Theory and practice of neural networks: tutorial / L.M. Dobrovska, I.A. Dobrovska. K.: NTUU 'KPI' Publishing House 'Politechnika', 2015. 396 p. [In Ukrainian]
5. Hornik K., Stinchcombe M., White H. Multilayer feedforward networks are universal approximators. *Neural Networks*. 1989. 2(5). pp. 359-366.
6. Zaporozhets O.V., Korotenko V.A., Ovcharova T.A. Compensation of nonlinearity of the transformation function of measurement devices using an artificial neural network. *Control, Navigation and Communication Systems*. Issue 4(16). 2010. pp. 99–103. [In Russian]
7. Degtyarev A.V., Zaporozhets O.V., Ovcharova T.A. Adaptive system for compensation of nonlinearity of the transformation function of measurement devices based on a three-layer perceptron. *Electrical and Computer Systems*. No. 06(82). 2012. pp. 235–241. [In Russian]
8. Zaporozhets O.V., Ovcharova T.A. Compensation of nonlinearity of dynamic measurement transducers using neural network models. *Metrology and Instruments*. Issue No. 1/II/(45). 2014. pp. 74–77. [In Russian]
9. Zaporozhets O.V., Ovcharova T.A., Ruzhentsev I.V. Compensation of nonlinearity of semiconductor thermoresistors using artificial neural networks. *Information Processing Systems*. 2015. No. 6 (131). pp. 64–67. [In Russian]
10. Zaporozhets O.V., Shtefan N.V. Using Artificial Neural Network for Compensation of Semiconductor Thermistor Nonlinearity. *2019 IEEE 8th International Conference on Advanced Optoelectronics and Lasers (CAOL)*, Sozopol, Bulgaria, 6-8 Sept. 2019. PP. 703–706.

Надійшла (Received) 03.03.2025
Прийнята до друку (accepted for publication) 14.04.2025

ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРІВ/ABOUT THE AUTHORS

Авакін Сергій Миколайович – студент факультету комп'ютерної інженерії, Харківський національний університет радіоелектроніки, e-mail: serhii.avakin@nure.ua
Avakin Serhii – student of Computer Engineering faculty, Kharkiv National University of Radio Electronics, e-mail: serhii.avakin@nure.ua

Довгополий Сергій Олександрович – аспірант кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, Харківський національний університет радіоелектроніки, e-mail: serhii.dovhopolyi@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0009-0008-8423-8812

Dovhopolyi Serhii – post-graduate student, Department of Information and Measurement Technologies, Kharkiv National University of Radio Electronics, e-mail: serhii.dovhopolyi@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0009-0008-8423-8812

Запорожець Олег Васильович – к.т.н., доцент, доцент кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, Харківський національний університет радіоелектроніки, e-mail: oleg.zaporozhets@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-7831-8479
Zaporozhets Oleg – PhD, Associate Professor, Department of Information and Measurement Technologies, Kharkiv National University of Radio Electronics, e-mail: oleg.zaporozhets@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-7831-8479

Мощенко Інна Олексіївна – к.т.н., доцент, доцент кафедри інформаційно-вимірювальних технологій,, Харківський національний університет радіоелектроніки, e-mail: inna.moshchenko@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-2738-0037
Moshchenko Inna – PhD, Associate Professor, Department of Information and Measurement Technologies, Kharkiv National University of Radio Electronics, e-mail: inna.moshchenko@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-2738-0037

Використання штучних нейронних мереж для зменшення нелінійності вимірювальних пристроїв

С.М. Авакін, С.О. Довгополий, І.О. Мощенко, О.В. Запорожець

Анотація

У статті розглянуто методи зменшення впливу нелінійності функції перетворення вимірювальних приладів на точність результатів вимірювань шляхом застосування додаткового пристрою корекції, що реалізує залежність, обернену до функції перетворення. Метою дослідження є вивчення можливостей використання в якості таких коректорів штучних нейронних мереж, зокрема багатошарових персептронів і мереж радіальних базисних функцій. Ефективність запропонованих методів корекції функції перетворення досліджено шляхом імітаційного комп'ютерного моделювання з вивченням впливу типу нелінійності на якість такої корекції. Здійснено порівняльний аналіз з традиційними підходами, зокрема коректором на основі поліноміальної апроксимації. Результати моделювання показують, що точність нейромережевих коректорів порівнянна з точністю поліноміальних коректорів, а в деяких випадках навіть перевершує їх. Це відкриває перспективи ширшого застосування у вимірювальній техніці таких сучасних методів обробки вимірювальної інформації, як штучні нейронні мережі.

Ключові слова: нелінійність, корекція, функція перетворення, штучна нейронна мережа, багатошаровий перцептрон, радіальна базисна нейронна мережа, навчання.

УДК 681.518.22
DOI: 10.30837/2663-9564.2025.1.08

ОБРОБКА ІНФОРМАЦІЇ З МІКРОПРОЦЕСОРНОЇ ВИМІРЮВАЛЬНОЇ СИСТЕМИ ДЛЯ ТЕХНОЛОГІЧНОГО ПРОЦЕСУ ВИРОБНИЦТВА ВЕРШКОВОГО МАСЛА

І.В. Григоренко, С.М. Григоренко, А.А. Шибанов, В.В. Лисенко
Національний технічний університет «Харківський політехнічний інституту», м. Харків, Україна, e-mail: grigmaestro@gmail.com.

Анотація

Для контролю технологічного процесу виготовлення вершкового масла доцільно використовувати мікропроцесорні вимірювальні системи, що здатні не тільки отримувати поточні значення параметрів контролю, але й своєчасно встановлювати момент метрологічної відмови сенсорів і технологічного обладнання. Це дозволяє уникати випуску неякісної продукції через не дотримання умов технології виробництва, а також передбачати виникнення аварійних ситуацій на виробництві. У роботі представлено мікропроцесорну систему, що здатна контролювати технологію виробництва на основних етапах перевірки якості молока, охолодження молока, сепарування молока, пастеризації вершків, охолодження до температури фізичного дозрівання, збивання вершків. Завдяки впровадженню запропонованої системи отримані результати натурних вимірювань температури на етапі «Пастеризація вершків» технологічного процесу виготовлення вершкового масла. Проведено перевірку рівноточності результатів серій спостережень для перевірки метрологічної надійності використаних сенсорів.

Ключові слова: мікропроцесор, система, сенсор, контроль; дисперсійний аналіз, вимірювання.

1. Вступ

Вершкове масло – це всесвітньо відомий харчовий продукт, що виробляється переважно із коров'ячого молока і складається із молочного жиру. Воно має специфічний запах, смак і пластичну консистенцію. Крім основного компоненту – жиру, масло містить білки, вітаміни, воду, мінеральні речовини, молочний цукор, фосфатиди та ін. [1].

Різноманіття вершкового масла пов'язано із технологією переробки сировини та складом готової продукції. Найбільш поширеним на Україні є солодко-вершкове масло, яке виробляється із свіжих пастеризованих вершків.

Проблеми забезпечення якості і дотримання умов технології виробництва вершкового масла цікавлять як вітчизняних [2, 3], так і закордонних вчених [4–7]. Для вирішення задач контролю технології виробництва вершкового масла доцільно використовувати мікропроцесорні вимірювальні системи, які здатні охопити основні ділянки технологічного процесу. До ділянок, які потребують постійного автоматичного контролю, відносять: перевірку якості молока, охолодження молока, сепарування молока, пастеризацію вершків, охолодження до температури фізичного дозрівання, збивання вершків.

Впровадження мікропроцесорної вимірювальної системи дозволить забезпечити дотримання встановлених умов виробництва завдяки своєчасному вимірюванню і контролю основних фізичних величин, таких як: температура, тиск пару, рівень pH та швидкість обертання валу двигуна мішалки, що дасть можливість отримувати якісну продукцію. Також з'явиться можливість передбачити і уникати аварійних ситуацій на виробництві шляхом своєчасного впливу на технологічний процес завдяки дії виконавчих пристроїв.

Мета роботи. Розробка мікропроцесорної вимірювальної системи для технологічного процесу виготовлення вершкового масла та обробка результатів натурних вимірювань температури на етапі технологічного процесу («Пастеризація вершків») для перевірки рівноточності результатів серій спостережень, і, таким чином, підтвердження метрологічної надійності використаних сенсорів.

2. Розробка електричної принципової схеми мікропроцесорної вимірювальної системи для виробництва вершкового масла

На підставі необхідності проведення вимірювань температур на етапах технологічного процесу виготовлення вершкового масла у діапазоні (+4…100) ^{0}C обрано у якості сенсора температури термопару типу ТХА (хромель-алюмель).

Для посилення вихідного сигналу з термопар у якості вторинного вимірювального перетворювача (ВВП) обрано високоточний цифровий перетворювач MAX31855. Мікросхема MAX31855 призначена для перетворення у цифрову форму сигналів від термопар типів K, J, N, T або E та забезпечує компенсацію нестабільності холодних спаїв.

Контроль тиску у діапазоні від 1,5 до 2,0 бар на етапі пастеризації вершків при температурі (+95…100) ^{0}C здійснюється за допомогою сенсора тиску APZ 3420s.

У якості сенсора рівня pH обрано Ceragel CPS71. Сенсор Ceragel CPS71 – аналоговий pH електрод, що розроблений для очисних технологій, гігієнічних і стерильних застосувань. CPS71 обладнаний системою подвійної камери порівняння із внутрішнім сполучним електролітом і додатково має вбудований сенсор температури.

У якості сенсора кількості обертів валу обрано сенсор Холла US1881, що реагує на наявність магнітного поля.

У якості мікроконтролера обрано ATmega16.

Датчики контролю температури ТХА-1090 підключені до роз’єднань X1–X6 відповідно. Для компенсації настабільності температури холодного спаю термопар і підсилення рівню сигналу ТХА-1090 підключається до мікроконтролера через високоточні цифрові перетворювачі MAX31855 (DD1–DD6). Живлення подається через роз’єднувач X7.

Датчики контролю рівня pH Ceragel CPS71 під’єднуються до роз’єднувачів X8 та X11. Датчик кількості обертів валу US1881 під’єднуються до роз’єднувачів X9. Датчик контролю тиску APZ3420s підключаються до роз’єднувача X10. Вихідні сигнали з датчиків контролю рівню pH, тиску та кількості обертів валу у вигляді аналогових сигналів надходять на шину мікроконтролера DD7, що містить 8-канальний 10-розрядний вбудований аналого-цифровий перетворювач.

Мікроконтролер ATmega16, що представлений мікросхемою DD7, здійснює обробку результату вимірювання із подальшою передачею даних на цифровий відліковий пристрій, який представлений мікросхемою HD44780 (HG1). Регулювання яскравості рідкокристалічного індикатора забезпечує резистор R3.

Оброблені мікроконтролером данні передаються до електронної обчислювальної машини (ЕОМ) через роз’єднувач X12 завдяки послідовному інтерфейсу RS485, який представлено мікросхемою DD8. Передбачена також можливість ручного скидання мікроконтролера за допомогою кнопкового перемикача SB1 із резистивною обв’язкою R1 та R2.

Конденсатори C7 і C8 потрібні для задавання режиму роботи кварцового резонатора ZQ1.

Розроблена мікропроцесорна вимірювальна система може працювати в чотирьох основних режимах:

1) вимірювання з індикацією поточних значень температури, кількості обертів, тиску та рівня pH;

2) перегляд виміряних результатів із пам’яті;

3) установка / корекція дати та часу;

4) очистка вмісту пам’яті.

Програмування за циклічним алгоритмом роботи системи здійснюється за допомогою ЕОМ по інтерфейсу RS485.

Електрична принципова схема мікропроцесорної вимірювальної системи параметрів технологічного процесу виготовлення вершкового масла представлена на рис. 1.

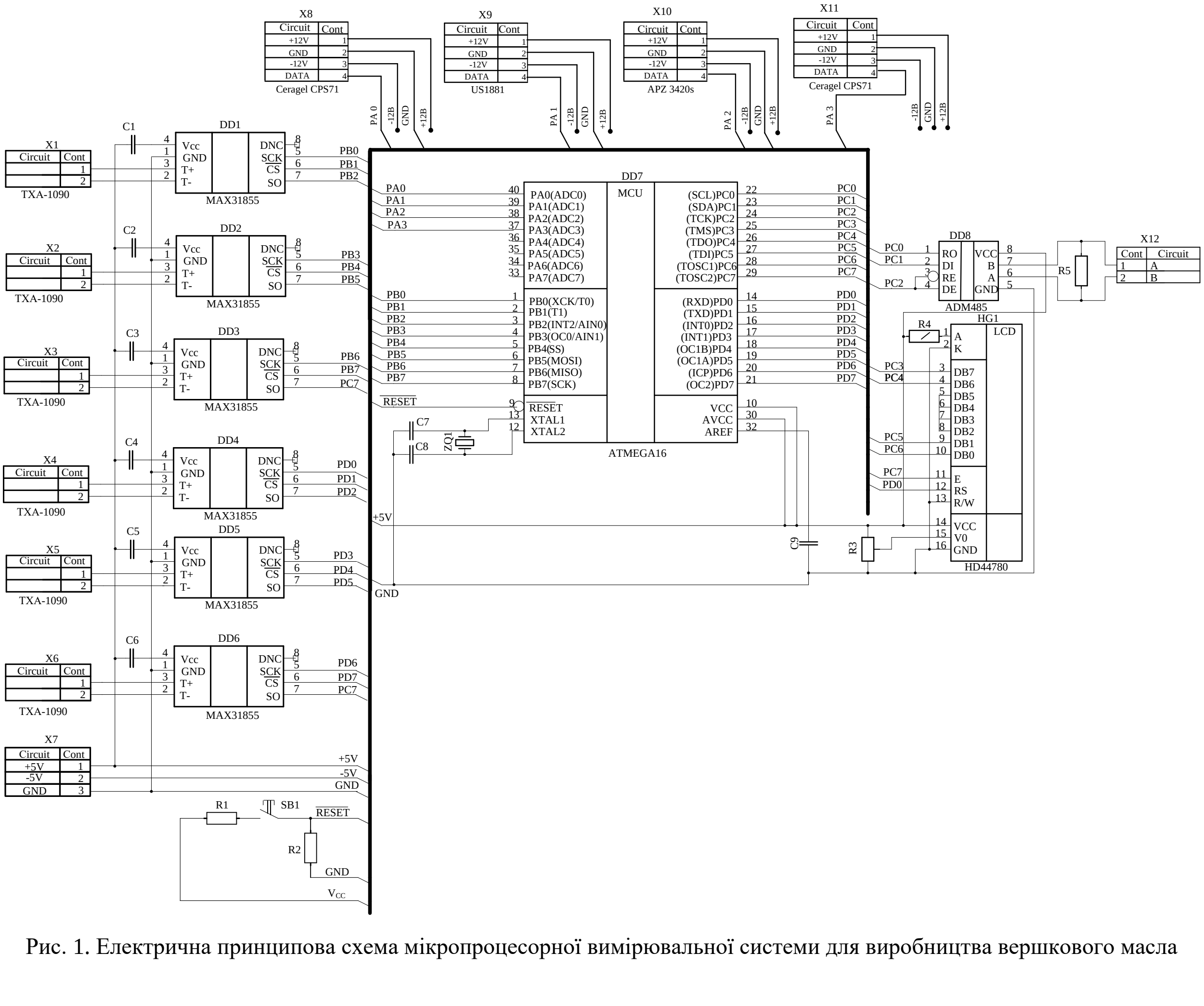


Рис. 1. Електрична принципова схема мікропроцесорної вимірювальної системи для виробництва вершкового масла

3. Аналіз за критерієм рівноточності результатів серій спостережень

Використання термінів «рівноточні» і «нерівноточні» результати вимірювань ґрунтуються на порівнянні і допустимості відмінностей оцінок внутрішньогрупових дисперсій або середньо-квадратичних відхилень (СКВ) результатів вимірювань. Для перевірки допустимості відмінностей використовують критерій Р. Фішера (при числі серій $L=2$) або критерій М. Бартлетта (при числі серій $L \geq 3$) [8].

Відповідно до критерію Фішера відмінність між незміщеними оцінками дисперсій $\hat{\sigma}_1^2$ *і* $\hat{\sigma}_2^2$ результатів двох серій із числом спостережень n_1 і n_2 вважається допустимою, якщо виконується умова:

$$\frac{1}{F_{\alpha/2}} \leq \frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_2^2} \leq F_{\alpha/2}, \tag{1}$$

де
$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{n_i-1}\sum_{q=1}^{n_i}\left(X_{iq}-\overline{X}_i\right)^2; \tag{2}$$

$$\hat{\sigma}_в^2 = \frac{1}{N-L}\sum_{i=1}^{L}\sum_{q=1}^{n_i}\left(X_{iq}-\overline{X}_i\right)^2 = \frac{1}{N-L}\sum_{i=1}^{L}(n_i-1)\hat{\sigma}_i^2. \tag{3}$$

Формула (2) є незміщеною оцінкою внутрішньогрупової дисперсії результатів спостережень *і*-ї серії, $i=\overline{1,L}$ [8–10].

Значення $F_{\alpha/2}$ залежно від числа степенів вільності для рівнів значущості α наводяться у таблицях до критерію Фішера. Число степенів вільності для оцінки дисперсії $\hat{\sigma}_1^2$ дорівнює $k_{F1}=n_1-1$. Для оцінки дисперсії $\hat{\sigma}_2^2$ воно дорівнює $k_{F2}=n_2-1$. Оцінки дисперсій $\hat{\sigma}_1^2$ *і* $\hat{\sigma}_2^2$ знаходять за формулою (2), після чого перевіряють нерівність (1) [8].

Критерій Бартлетта використовується при $L \geq 3$ і $n_i \geq 4$. Він ґрунтується на обчисленні χ^2-розподілу

$$\chi^2 = \frac{2{,}303}{c}\sum_{i=1}^{L}(n_i-1)\cdot lg\frac{\hat{\sigma}_{\Sigma i}^2}{\hat{\sigma}_в^2}, \tag{4}$$

де
$$c = 1+\frac{1}{3(L-1)}\left[\sum_{i=1}^{L}\frac{1}{n_i-1}-\frac{1}{N-L}\right], \tag{5}$$

$N=\sum_{i=1}^{L} n_i$ - число спостережень у всіх L-серіях.

Оцінки дисперсій $\hat{\sigma}_i^2$ і $\hat{\sigma}_в^2$ знаходять за формулами (2) і (3). Якщо в усіх серіях число спостережень $n_i \geq 30$, то можна вважати $c = 1$ [8].

Критерій Бартлетта визначається нерівністю

$$\chi^2 \leq \chi_\alpha^2, \tag{6}$$

де $\chi_\alpha^2-\chi^2$ - розподіл для рівня значущості α, його знаходять за таблицями критерія Бартлетта. Вхідними даними для цієї таблиці є рівень значущості α і число степенів вільності k_s (у даному випадку $k_s = L-1$). Методика перевірки рівноточності результатів серій спостережень за критерієм Бартлетта наступна [8]:

– обчислюють незміщені оцінки внутрішньогрупових дисперсій $\hat{\sigma}_1^2$, $\hat{\sigma}_2^2, \ldots, \hat{\sigma}_L^2$ за формулою (2);

– визначають середнє арифметичне значення незміщених оцінок внутрішньогрупових дисперсій результатів спостережень (середнє розсіювання всередині груп) за формулою (3);

– обчислюють значення χ^2 за формулою (4) із застосуванням співвідношення (5);

– задають рівень значущості α та знаходять за таблицею критерію Бартлетта значення χ_α^2;

– перевіряють виконання нерівності (6), тобто критерію Бартлетта.

Якщо ця нерівність виконується, то відмінності між дисперсіями результатів вимірювань вважаються допустимими і вирішується задача об'єднання результатів однорідних рівноточних серій спостережень. У іншому випадку (за умови, коли результати спостережень однорідні) мусить бути вирішена задача об'єднання результатів нерівноточних серій вимірювань [8].

4. Результати натурних вимірювань температури на етапі «Пастеризація вершків» технологічного процесу виготовлення вершкового масла

Вимірювання температури при пастеризації вершків проводились за допомогою термопари типу ТХА(К) (хромель-алюмель). Під час експерименту отримано п'ять серій по 35 вимірювань у серії. Експерименти проводились продовж п'яти робочих змін.

Графічне зображення спостережень за зміною температури (95,0±0,5) ^{0}C при пастеризації вершків (день перший) представлено на рис. 2.

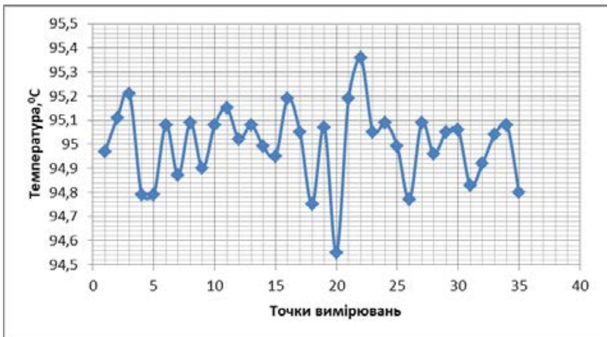


Рис. 2. Графік вимірювання температури (95,0±0,5) ^{0}C при пастеризації вершків (день перший)

Графічне зображення спостережень за зміною температури (95,0±0,5) ^{0}C при пастеризації вершків (день другий) представлено на рис. 3.

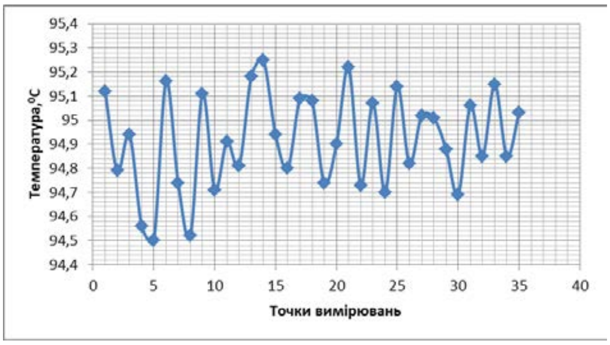


Рис. 3. Графік вимірювання температури (95,0±0,5) ^{0}C при пастеризації вершків (день другий)

Графічне зображення спостережень за зміною температури (95,0±0,5) ^{0}C при пастеризації вершків (день третій) представлено на рис. 4.

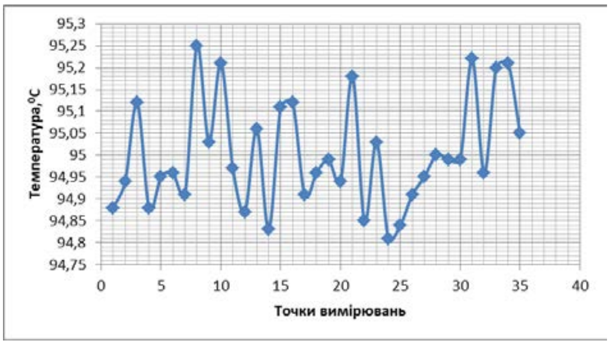


Рис. 4. Графік вимірювання температури (95,0±0,5) ^{0}C при пастеризації вершків (день третій)

Графічне зображення спостережень за зміною температури (95,0±0,5) ^{0}C при пастеризації вершків (день четвертий) представлено на рис. 5.

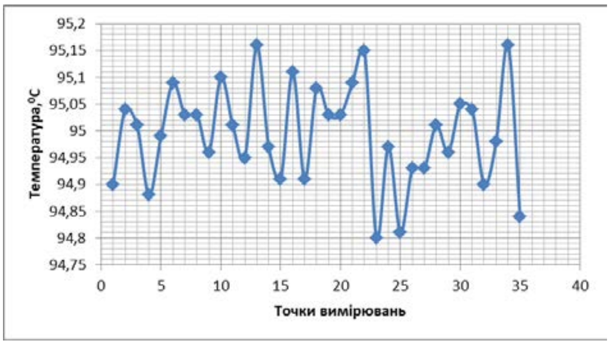


Рис. 5. Графік вимірювання температури (95,0±0,5) ^{0}C при пастеризації вершків (день четвертий)

Графічне зображення спостережень за зміною температури (95,0±0,5) ^{0}C при пастеризації вершків (день п'ятий) представлено на рис. 6.

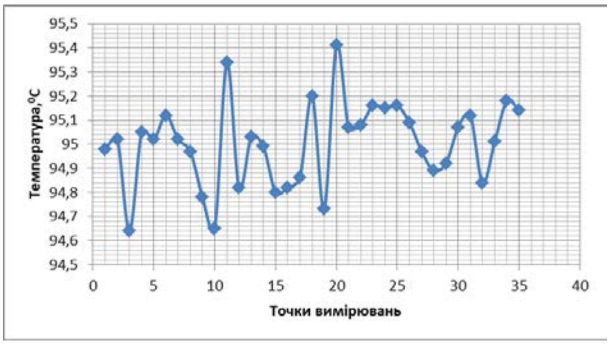


Рис. 6. Графік вимірювання температури (95,0±0,5) ^{0}C при пастеризації вершків (день п'ятий)

5. Перевірка рівноточності результатів серій спостережень

При числі серій $L \geq 3$ для перевірки використано критерій Бартлетта [8].

Відповідно до методики перевірки рівноточності результатів серій спостережень за критерієм Бартлетта:

1) обчислено незміщені оцінки внутрішньогрупових дисперсій $\hat{\sigma}_1^2$, $\hat{\sigma}_2^2,\ldots,\hat{\sigma}_L^2$ за формулою (2): $\hat{\sigma}_1 = 0{,}1592$ $(^0C)^2$; $\hat{\sigma}_2 = 0{,}2036$ $(^0C)^2$; $\hat{\sigma}_3 = 0{,}1237$ $(^0C)^2$; $\hat{\sigma}_4 = 0{,}092$ $(^0C)^2$; $\hat{\sigma}_5 = 0{,}1757$ $(^0C)^2$.

2) знайдено середнє значення цих оцінок за формулою:

$$\hat{\sigma}_{\Sigma i}^2 = \frac{\hat{\sigma}_1^2 + \hat{\sigma}_2^2 + \hat{\sigma}_3^2 + \hat{\sigma}_4^2 + \hat{\sigma}_5^2}{L}. \quad (6)$$

$$\hat{\sigma}_{\Sigma i}^2 = 0{,}1508\,(^0C)^2.$$

3) визначено середнє арифметичне значення незміщених оцінок внутрішньогрупових дисперсій результатів спостережень (середнє розсіювання всередині груп):

$$\hat{\sigma}_{в}^2 = 0{,}0237.$$

4) обчислено значення χ^2 за формулою (4) із застосуванням співвідношення (5):

$$\chi^2 = 7{,}36.$$

5) задано рівень значущості α =0,05, знайдено за таблицею критерію Бартлетта [8] (у даному випадку $k_s = L - 1$ =4) значення $\chi_\alpha^2 = 9{,}488$.

6) перевіряємо виконання нерівності (6), тобто критерій Бартлетта:

$$7{,}36 \leq 9{,}488.$$

Оскільки нерівність (6) виконується, то відмінності між дисперсіями результатів вимірювань вважаються допустимими.

6. Визначення похибок по каналам вимірювання мікропроцесорної системи

Загальна відносна похибка вимірювання мікропроцесорної системи складається із похибки окремих каналів. Найбільшими джерелами похибки при цьому є сенсори та АЦП. Оскільки всі складові сумарної похибки можна вважати некорельованими між собою, то вираз для знаходження невилученої систематичної похибки має вигляд [8, 9]:

$$\delta_{\Sigma} = 1{,}1 \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^{N} \delta_i^2}\,, \qquad (7)$$

де N – кількість складових загальної похибки;

δ_i – значення складової сумарної похибки;

1,1 – коефіцієнт, який залежить від довірчої ймовірності (P = 0,95) та числа складових сумарною похибки (дві складові) [8].

Оскільки для контролю температури використано термопари типу ТХА(К), то на підставі характеристик даного типу термопар, знайдено похибку вимірювання $\Delta t = \pm\, 1{,}5\ {}^0\mathrm{C}$.

При максимальній температурі $t = 100\ {}^0\mathrm{C}$:

$$\delta = \frac{\Delta t}{t} \cdot 100\,\%, \qquad (8)$$

$$\delta_t = \pm 1{,}5\%.$$

Оскільки мікросхема MAX31855 здатна забезпечувати точність ±2 ^{0}C у діапазоні температур від –200 до +700 ^{0}C для термопар K-типу:

$$\delta_t = \pm\, 0{,}3\,\%.$$

Загальну відносну похибку вимірювання температури визначено за формулою (7):

$$\delta_{\Sigma t} = \pm 1{,}68\,\%\,.$$

Відносна похибка сенсорів контролю рівня pH Ceragel CPS71 становить ±1,0 % pH. На виході сенсора рівня pH маємо аналоговий сигнал, тому він спочатку надходить до входу АЦП, що є у складі мікроконтролера. Похибка аналого-цифрового перетворення мікропроцесора ATmega16 становить ±0,1 %. Таким чином, відповідно до формули (7):

$$\delta_{\Sigma \mathrm{pH}} = \pm 1{,}1\,\%\,.$$

Похибка сенсора тиску APZ3420s становить ±0,5 %. На виході сенсора тиску маємо аналоговий сигнал, тому він спочатку надходить до входу АЦП, що є у складі мікроконтролера. Таким чином, відповідно до формули (7):

$$\delta_{\Sigma P} = \pm 0{,}16\,\%\,.$$

Похибка сенсора кількості обертів валу US1881 становить ±0,5 %. На виході сенсора кількості обертів валу маємо аналоговий сигнал, тому він спочатку надходить до входу АЦП, що є у складі мікроконтролера. Таким чином, відповідно до формули (7):

$$\delta_{\Sigma N} = \pm\, 0{,}16\,\%\,.$$

Похибки по вимірювальним каналам не перевищують задану у технічному завданні ±2,0 %.

7. Висновки

Розроблена електрична принципова схема мікропроцесорної вимірювальної системи для виробництва вершкового масла і використані в ній елементи дозволили забезпечити точність вимірювання по каналам контролю основних фізичних величин на рівні ± 2,0 %, що задовольняє вимогам технічного завдання.

Отримані результати натурних вимірювань температури на етапі «Пастеризація вершків» технологічного процесу виготовлення вершкового масла дозволили провести аналіз за критерієм рівноточності результатів серій спостережень, який встановив, що умова критерію Бартлетта виконується, відмінності між дисперсіями результатів вимірювань вважаються допустимими і вирішується задача об'єднання результатів однорідних рівноточних серій спостережень. Отриманий результат дає можливість стверджувати, що сенсори температури на етапі «Пастеризація вершків» є метрологічно надійними.

Список літератури

1. ДСТУ 4399:2005 Масло вершкове. Технічні умови. Зі змінами та поправками. Чинний від 01.07.2006. Київ: Видання офіційне. 2006. [Електронний ресурс] – Режим доступу до ресурса: https://online.budstandart.com/ua/catalog/doc-page.html?id_doc=85148/ 07.03.2025.

2. Єресько Г.О., Шинкарик М.М., Ворощук В.Я. Технологічне обладнання молочних виробництв. Київ: ІНКОС, 2007. 344 с.

3. Машкін М.І., Париш Н.М. Технологія виробництва молока і молочних продуктів. Київ: Вища освіта, 2006. 351 с.

4. Aydemir, M.E. y Altun, S.K. 2024. Evaluación de mantequilla producida a partir de suero y grasa láctea en términos de algunos criterios de calidad y composición de ácidos grasos. Revista Científica de la Facultad de Ciencias Veterinarias de la Universidad del Zulia. 34, 1 (ene. 2024), 6. DOI: https://doi.org/10.52973/rcfcv-e34293.

5. Zacarchenco, P.B., Spadoti, L.M., Silva e Alves, A.T., Zanetti, V.C., Verruck, S. (2023). Probiotic Butter. In: Gomes da Cruz, A., Silva, M.C., Colombo Pimentel, T., Esmerino, E.A., Verruck, S. (eds) Probiotic Foods and Beverages . Methods and Protocols in Food Science. Humana, New York, NY. DOI: https://doi.org/10.1007/978-1-0716-3187-4_4.

6. Tsedey Azezea , Mitiku Eshetub, Zelalem Yilmac and Tesfemariam Berhe. The value of traditional milk products among smallholder farmers of Southern Ethiopia: handling, consumption and making of butter. *Cogent Food & AgriCulture* 2024, Vol. 10, no. 1, 2378557. DOI: https://doi.org/10.1080/23311932.2024.2378557.

7. Renata S. Dias, Celso F. Balthazar, Rodrigo N. Cavalcanti, Louise A. Sobral, Jessica F. Rodrigues, Roberto P.C. Neto, Maria Inês B. Tavares, Ana Paula B. Ribeiro, Renato Grimaldi, Celso Sant'Anna, Erick A. Esmerino, Tatiana C. Pimentel, Marcia Cristina Silva, Adriano G. Cruz. Nutritional, rheological and sensory properties of butter processed with different mixtures of cow and sheep milk cream. *Food Bioscience*, Vol. 46, 2022, 101564, ISSN 2212-4292. DOI: https://doi.org/10.1016/j.fbio.2022.101564.

8. Чинков В.М. Основи метрології та вимірювальної техніки: навч. посіб. Харків: ХВУ, 2001. 424 с.

9. Григоренко І.В., Григоренко С.М., Плєснецов С.Ю., Шибанов А.А. Розробка інформаційно-вимірювальної системи та перевірка її метрологічної надійності методом дисперсійного аналізу. *Вісник Національного технічного університету «ХПІ». Серія: Нові рішення в сучасних технологіях*. Харків: НТУ «ХПІ». 2025. № 1 (23). С. 32–39. DOI:10.20998/2413-4295.2025.01.04.

10. Ihor Hryhorenko, Elena Tverytnykova, Svitlana Hryhorenko, Viktoria Krylova. Temperature sensor research as a part of a microprocessor system by statistical analysis methods. *2022 IEEE 3rd KhPI Week on Advanced Technology (KhPIWeek)*, 2022. Kharkiv, Ukraine. P. 102–107. DOI: https://doi.org/10.1109/KhPIWeek57572.2022.9916478.

Надійшла (Received) 30.04.2025
Прийнята до друку (accepted for publication) 05.05.2025

ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРІВ/ABOUT THE AUTHORS

Ігор Володимирович Григоренко – доктор технічних наук, доцент, завідувач кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», Харків, Україна, e-mail: grigmaestro@gmail.com. ORCID: 0000-0002-4905-3053.
Ihor Hryhorenko – Doctor of Technical Sciences, Head of the Department of Information and measuring technologies, National Technical University «Kharkiv Polytechnic Institute», Kharkiv, Ukraine, e-mail: grigmaestro@gmail.com. ORCID: 0000-0002-4905-3053.

Світлана Миколаївна Григоренко – кандидат технічних наук, доцент, доцент кафедри автоматизації технологічних систем та екологічного моніторингу, Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», Харків, Україна, e-mail: sngloba@gmail.com. ORCID: 0000-0003-0150-4844.
Svitlana Hryhorenko – PhD, Associate Professor, Associate Professor of the Department of Automation of technological systems and ecology monitoring, National Technical University «Kharkiv Polytechnic Institute», Kharkiv, Ukraine, e-mail: sngloba@gmail.com. ORCID: 0000-0003-0150-4844.

Артур Андрійович Шибанов – магістр кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», Харків, Україна, e-mail: artur.shibanov@infiz.khpi.edu.ua.
ORCID: 0009-0002-9391-2799.
Arthur Shibanov – magistr of the Department of Information and measuring technologies, National Technical University «Kharkiv Polytechnic Institute», Kharkiv, Ukraine, e-mail: artur.shibanov@infiz.khpi.edu.ua. ORCID: 0009-0002-9391-2799.

Володимир Валерійович Лисенко – доцент кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», Харків, Україна, e-mail: Volodymyr.Lysenko@khpi.edu.ua. ORCID: 0000-0003-1424-5124.
Volodymyr Lysenko – Associate Professor of the Department of Information and measuring technologies, National Technical University «Kharkiv Polytechnic Institute», Kharkiv, Ukraine, e-mail: Volodymyr.Lysenko@khpi.edu.ua. ORCID: 0000-0003-1424-5124.

INFORMATION PROCESSING FROM A MICROPROCESSOR-BASED MEASURING SYSTEM FOR THE TECHNOLOGICAL PROCESS OF BUTTER PRODUCTION

Hryhorenko I.V., Hryhorenko S.M., Shibanov A.A., Lysenko V.V.

Abstract

To control the technological process of butter production, it is advisable to use microprocessor measuring systems that are capable not only of receiving current values of control parameters, but also of timely establishing the moment of metrological failure of sensors and technological equipment. This allows to avoid the release of poor-quality products due to non-compliance with the conditions of production technology, as well as to predict the occurrence of emergency situations in production. The paper presents a microprocessor system that is capable of controlling the production technology at the main stages of milk quality control, milk cooling, milk separation, cream pasteurization, cooling to the temperature of physical maturation, cream whipping. Thanks to the implementation of the proposed system, the results of full-scale temperature measurements at the stage of «Cream Pasteurization» of the technological process of butter production were obtained. The equivalence of the results of series of observations was checked to verify the metrological reliability of the sensors used.

Key words: microprocessor, system, sensor, control; analysis of variance, measurement.

UDC 543.34 DOI: 10.30837/2663-9564.2025.1.09

АТОМНО-АБСОРБЦІЙНЕ ВИЗНАЧЕННЯ МІДІ В МІКРОВОДОРОСТІ DUNALIELLA VIRIDIS ТА ПОДАЛЬШЕ ЇЇ ВИКОРИСТАННЯ ЯК ЛІКУВАЛЬНОГО ЗАСОБУ

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

Харківський національний університет імені В.Н. Каразіна, Україна, yurchenko@karazin.ua

Анотація

Атомно-абсорбційним методом було визначено вміст міді в біомасі водорості Dunaliella viridis та печінці самців щурів. Використовуючи ультразвукову обробку зразків досягалась повнота вилучення міді та гомогенність зразків. Перевірку правильності результатів аналізу проведено методами «введено-знайдено» та шляхом варіювання маси аналізованих зразків. Показано, що систематична похибка не значна. Професором Божковим А.І. та співробітниками досліджено вплив міді на біологічні зразки. Отримані результати свідчать про те, що додавання іонів міді до біомаси мікроводоростей супроводжується утворенням різних структурно-функціональних комплексів, які можуть мати різну антибактеріальну активність. Біомаса водорості може бути використана для виготовлення харчових добавок, що компенсують дефіцит міді та ß-каротину в організмі.

Ключові слова: мікроводорості, атомно-абсорбційна спектрометрія, мідь, пробопідготовка, ультразвукова обробка, біологічні зразки, метрологічні характеристики

1.Вступ

Мідь є важливим мікроелементом, який відіграє ключову роль у життєдіяльності людини, а її антибактеріальні властивості створюють потенціал для застосування в медицині, зокрема для боротьби з інфекціями. Завдяки антибактеріальній активності, мідь розглядається як перспективна альтернатива антибіотикам у лікуванні інфекційних захворювань, спричинених резистентними до антибіотиків бактеріями, такими як *Staphylococcus aureus* та *Pseudomonas aeruginosa* [1,2]. Мідь також розглядається як об'єкт для створення новітніх медичних зондів та методів лікування ряду патологій, включаючи онкологічні захворювання, нейродегенерацію та ангіогенну дисфункцію [3-5].

Її антимікробна дія базується на генерації активних форм кисню (АФК), що пошкоджують клітинні мембрани, білки і ДНК патогенів. Окрім того, бактерії рідше розвивають резистентність до міді, оскільки вона вражає декілька ключових внутрішньоклітинних мішеней одночасно [6, 7].

Мідь активно застосовується у медицині для зменшення поширення нозокоміальних інфекцій, зокрема через використання мідних поверхонь та покриттів у лікарнях. Такі покриття здатні пригнічувати ріст Staphylococcus aureus до 85%, а також впливати на Pseudomonas aeruginosa. Ефективність мідної поверхні перевершує традиційні антибіотики, особливо у випадках з антибіотикорезистентними штамами [8].

При цьому вони значно дешевші та доступніші за іони срібла, які володіють подібною дією; мідь є ессенціальним мікроелементом і, як правило, досить швидко елімінується з організму [8-13].

Одним із напрямків досліджень антибактеріальної дії міді є дослідження її впливу на мікроводорості *Dunaliella viridis*, оскільки біомаса, насичена міддю, ефективно пригнічує ріст бактерій, таких як *Staphylococcus aureus* 124 та *Pseudomonas aeruginosa* 18. Припускається, що мідь у хелатній формі підсилює антибактеріальну дію клітин *Dunaliella viridis*.

Професором Божковим А.І. та співробітниками було отримано штам мікроводорості *D. viridis*, здатний виживати в середовищі з високою концентрацією сірчанокислої міді - 75мг/л, тобто стійкий до високої концентрації міді - D.v.CuR, на відміну від вихідного штаму, чутливого до іонів міді - D. v.CuS. Понад 90% міді в клітинах зв'язано з білками і більша її частина знаходиться в цитозолі клітин. Для отримання іонів міді, зв'язаних з компонентами клітин, культуру *Dunaliella viridis* осаджували центрифугуванням при 3000g протягом 15хв за кімнатної температури, а клітинний осад руйнували осмотичним шоком з наступною гомогенізацією. Не зруйновані клітини та фрагменти клітин видаляли після центрифугування при 6000g протягом 15 хвилин при кімнатній температурі. Отриману водну фазу, яка містила іони міді в комплексі з білками, використовували як білками, використовували як хелатні форми міді. Як контроль використовували культуру клітин *D. viridis*, яку культивували на стандартному середовищі без міді (D.v. CuS) [9].

Для визначення залежності антибактеріальної активності іонної форми міді та хелатної форми міді сульфат міді до гомогенатів клітин *Dunaliella* додавали сульфат міді до кінцевих концентрацій 1, 7 та 15г/л. Культуру перемішували та інкубували протягом 30хв. Потім клітинну суспензію гомогенізували і зразки центрифугували при 6000g протягом 15хв за кімнатної температури [14-15].

В осаді фрагментів клітин та отриманій водній фазі, після осадження фрагментів клітин, визначали вміст міді на атомно-адсорбційному спектрометрі iCE3500, як описано в роботі [1], і в аліквотах визначали антибактеріальну активність щодо S. *aureus* 124 та P. *Aeruginosa* 18. Спектри поглинання водорозчинних компонентів визначали на спектрофотометрі *Shimadzu UV-2600* (Японія) при довжинах хвиль 200-400 нм з метою визначення зміни ступеня екстрагованості компонентів мікроводоростей після додавання мідного купоросу.

При оцінці антибактеріальної дії іонів міді використовували водний розчин мідного купоросу в концентраціях 0,25; 0,5; 1,0; 7,0; 15,0; 20,0; і 25,0г/л, який тестували на антибактеріальну активність щодо двох видів бактерій, як уже описано [16-19].

Електропровідність досліджуваних зразків вимірювали на векторному мережевому аналізаторі *Rohde & Schwarz ZNB40* (Німеччина). Всі експерименти повторювали щонайменше тричі, з кількома аналітичними повтореннями. Отримані результати піддавали статистичній обробці результатів за допомогою програмного пакету Statistica 5.0 з використанням непараметричного U-критерію Манна-Уітні. У таблицях і графіках наведено середні значення зі стандартними похибками. Відмінності між даними контрольного та експериментального варіантів вважали достовірними при $p < 0,05$.

Водночас надмірна кількість міді може мати токсичний вплив на організм, що потребує точного контролю за її вмістом, особливо в медичних препаратах. Тому актуальним є розробка методів визначення концентрації міді, зокрема в лікувальних засобах на основі мікроводоростей, таких як *Dunaliella viridis*. Дослідження впливу різних форм міді на біологічні системи та механізму їх антибактеріальної дії сприятиме розширенню її використання в медицині як антибактеріального засобу, а також у виробництві безпечних продуктів харчування та ліків [20-21].

Мета роботи розробка методики визначення міді атомно-абсорбційним методом з покращеними метрологічними характеристиками в багатокомпонентних зразках та вивчити антибактеріальні властивості ефекту міді.

2. Експериментальна частина

Застосовували атомно-абсорбційний спектрометр С-115-М1, обладнаний пальником для повітряно-ацетиленового полум'я, коректором фонового поглинання та джерелом резонансного випромінювання міді. Параметри для міді для вимірювань на атомно-абсорбційному спектрометрі С-115-М1: λ=324.7нм, струм I=7,5мА, ФЕУ 1,4 кВ, ширина щілини монохроматора: 0,1 нм, ультразвукова ванна (Jeken(Codyson)PS-20). Лабораторні електронні ваги OHAUS PA 64 (65/0.0001). Мірні колби об'ємом 5, 10, 25, 50, 100мл згідно з ДСТУ 1770. Піпетки об'ємом 1, 5, 10мл згідно з ДСТУ 29169. Мірні циліндри об'ємом 25мл згідно з ДСТУ 1770. Дистильована вода згідно з ДСТУ 6709. Стандартні водні розчини міді виготовлені в Фізико-хімічному інституті імені Богатського (м. Одеса). Концентрована нітратна кислота та розчин нітратної кислоти (ω = 1,5 %).

При приготуванні градуювальних розчинів ми використовували стандартні зразки складу міді з початковою концентрацією 1г/л, виготовлені у Фізико-хімічному інституті імені Богатського (м. Одеса).

Піпеткою об'ємом 10 мілілітрів відбираємо 10 мл вихідного розчину і переносимо в колбу на 100 мл, доводимо до мітки водою. Так готується проміжний розчин з концентрацією 100мг/л.

Піпеткою об'ємом 10 мілілітрів відбираємо 10 мл. отриманого розчину і переносимо в колбу на 100 мл, доводимо до мітки водою. Так готується проміжний розчин з концентрацією 10 мг/л.

Потім піпетками місткістю 1, 5 та 10мл відбираємо 1, 3, 5, 7 та 10мл проміжного розчину концентрацією 10 мг/л в колби на 25мл. Після цього доводимо їх до мітки дистильованою водою. Отримуємо розчини міді з концентрацією $1\cdot10^{-4}$, $3\cdot10^{-4}$, $5\cdot10^{-4}$, $7\cdot10^{-4}$, $10\cdot10^{-4}$ г/л.

Для пробопідготовки відбирали 1г сухої речовини, висушеної при 50°C протягом 24 год., зваженої з точністю до 0,0001г на аналітичних вагах. Пробу подрібнюємо до однорідного стану. Додаємо до наважки 10 мл конц. нітратної кислоти (HNO_3) і випаровуємо при нагріванні до вологого залишку. Після охолодження доливаємо 10 мл розчину HNO_3 (ω = 1,5%). Розчин з такою концентрацією в атомній абсорбції дає максимальний аналітичний сигнал. Обробляємо ультразвуком протягом 20 хвилин. Після цього розчин фільтруємо. Отриманий розчин кількісно переносимо в мірну колбу об’ємом 25мл та доводимо до мітки і ретельно перемішуємо.

Підготовка атомно-абсорбційного спектрометра до роботи:

а) підігрів джерела резонансного випромінювання до початку вимірювань до отримання стабільної інтенсивності випромінювання, але не більше 30хв;

б) юстування джерел резонансного та нерезонансного випромінювання;

в) підігрів увімкненого пальника перед початком вимірювань з одночасним промиванням його дистильованою водою протягом 5-10 хвилин;

г) точна настройка монохроматора на резонансну лінію за максимумом випромінювання при мінімальній щілині, але проведення вимірювань при максимальній ширині монохроматора;

д) юстування висоти пальника та відношення повітря/ацетилену перед кожною серією вимірювань за максимальною абсорбцією одного зі стандартних розчинів порівняння.

3. Результати та їх обговорення

Біологічні зразки (рис.1):

- зразок 1 – контрольний зразок біомаси клітин мікроводоростей *Dunaliella viridis*;
- зразок 2 – біомаса клітин мікроводоростей, які адаптовані до росту на середовищі, що містить високі концентрації іонів міді в середовищі. 75мг/л – це токсична концентрація для природного, контрольного штаму цих водоростей.

Рис. 1. Зразки біомаси водорості *Dunaliella viridis*

З градуювального графіку (рис. 2) знайшли вміст міді (мг/л). Концентрацію міді в мг/кг розраховували за формулою:

$$C\left(\frac{мг}{кг}\right) = \frac{C\left(\frac{мг}{л}\right) * V(л)}{m(кг)} \quad (1)$$

де: V – об'єм колби, V = 0,025л; m – маса наважки зразку. Також враховували розбавлення вихідного розчину.

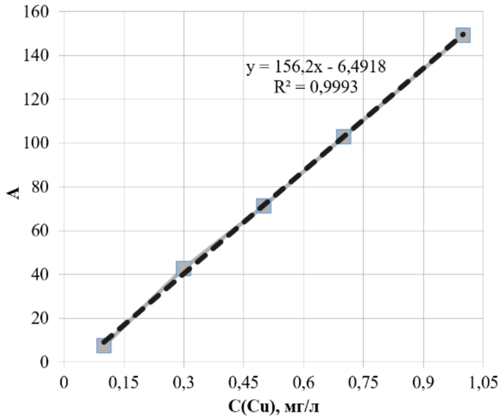


Рис. 2. Залежність аналітичного сигналу при атомно-абсорбційному визначенні міді з використанням водних розчинів стандартного зразку складу

Таблиця 1 – Результати визначення вмісту (мг/кг) міді у зразках 1,2 (n = 5, P = 0,95)

Номер зразку	Вміст Cu, мг/кг	m (наважки), кг
1	11115±95	0,0001771
1'	8454±90	0,0002748
2	12735±101	0,0002704
2'	13145±110	0,0003079

З підготовленої проби водорості *Dunaliella viridis* були зроблені добавки в продукти харчування для щурів. Після тижневого годування щурів, робили аналіз печінки щурів на вміст міді.

Таблиця 2 – Результати атомно-абсорбційного визначення міді в печінці щурів (n = 5, P = 0,95)

Зразок №	Вміст Cu, мг/кг	Зразок №	Вміст Cu, мг/кг
1	7,99±0,02	21	9,18±0,03
2	6,59±0,02	22	8,63±0,02
3	9,41±0,02	23	9,71±0,03
4	7,59±0,02	24	10,2±0,03
5	7,66±0,02	25	15,0±0,04
6	8,59±0,02	26	6,70±0,02
7	8,03±0,02	27	19,9±0,04
8	6,74±0,02	28	67,3±0,05
9	8,30±0,02	29	15,3±0,04
10	7,47±0,02	30	15,6±0,04
11	13,3±0,07	31	10,2±0,03
12	11,0±0,05	32	15,5±0,04
13	9,42±0,04	33	42,6±0,07
14	8,91±0,03	34	8,01±0,03
15	138±2	35	10,3±0,03
16	55,6±0,1	36	56,3±0,07
17	11,3±0,08	37	25,8±0,04
18	12,3±0,08	38	15,9±0,03
19	19,3±0,08	39	19,5±0,04
20	22,8±0,09		

Перевірку правильності результатів аналізу проводили методами «введено-знайдено» та шляхом варіювання маси зразків. Показано, що систематична похибка не є суттєвою.

Визначаючи антибактеріальну активність харчових добавок, використовували антибіотик меропенем (рис.3), який є протимікробним засобом системної дії, як контроль. Професор Божков А.І. з співробітниками показали, що меропенем пригнічує синтез компонентів клітинної стінки грампозитивних і грамнегативних бактерій шляхом зв'язування з білками PBP (тими самими білками, які зв'язують пеніцилін). Відомо, що різні штами *Enterobacteriaceae, Pseudomonas aeruginosa* та *Acinetobacter* можуть проявляти резистентність до меропенему, тому рекомендується перевіряти його дію на місцевих штамах.

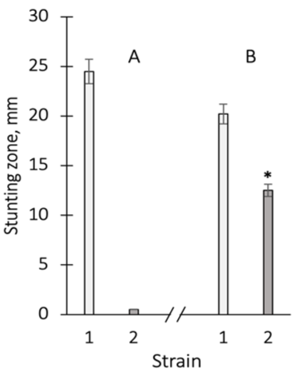


Рис. 3. – Зони затримки росту S. aureus 124 (1) та P. aeruginosa 18 (2) при використанні дискового дифузійного тесту з антибіотиком меропенемом (А), а також тканини з нанесеним шаром міді товщиною 3мкм

Було виявлено, що меропенем затримує ріст S. aureus 124: зона затримки росту становила 24,9 ± 0,5мм за допомогою дискового дифузійного тесту (рис. 2А). Водночас цей антибіотик не пригнічував ріст P. aeruginosa 18, що проявлялося у відсутності пригнічення росту цієї культури бактерій (рис. 2А).

Наведено середні значення від 3 до 5 експериментів та їхні стандартні похибки. * – відмінності між антибіотиком і тканиною для варіантів достовірні при $P < 0,05$.

4.Висновок

Атомно-абсорбційним методом було визначено вміст міді в біомасі водорості *Dunaliella viridis* та печінці самців щурів. Використовуючи ультразвукову обробку зразків досягалась повнота вилучення міді та гомогенність зразків. Перевірку правильності результатів аналізу проведено методами «введено-знайдено» та шляхом варіювання маси аналізованих зразків. Показано, що систематична похибка не значна. Професором Божковим А.І. та співробітниками досліджено вплив міді на біологічні зразки. Отримані результати свідчать про те, що додавання іонів міді до біомаси мікроводоростей супроводжується утворенням різних структурно-функціональних комплексів, які можуть мати різну антибактеріальну активність. Біомаса водорості може бути використана для виготовлення харчових добавок, що компенсують дефіцит міді та ß–каротину в організмі.

Список літератури

1. Yurchenko O. I., Chernozhuk T.V., Nikolenko M.V., Baklanov O.M., Kravchenko, O. A.. Atomic absorption determination of copper and zinc in pharmaceutical preparations. *Voprosy Khimii I Khimicheskoi Tekhnologii*. 2024, 1, 115–121. URL: https://doi.org/10.32434/0321-4095-2024-152-1-115-121

2. Bozhkov A. I., Sidorov V. I., Alboqai O. K., Akzhyhitov R. A., Kurguzova N. I., Malyshev A. B., Albegai M. A. Y., Gromovoi T. Yu. The role of metallothioneins in the formation of hierarchical mechanisms of resistance to toxic compounds in young and old animals on the example of copper sulfate. *Translational Medicine of Aging*. 2021, 5, 62–74. URL: https://doi.org/10.1016/j.tma.2021.11.001

3. Urso E., Maffia M. Behind the Link between Copper and Angiogenesis: Established Mechanisms and an Overview on the Role of Vascular Copper Transport Systems. *Journal of Vascular Research.* 2015, 52(3), 172–196. URL:https://doi.org/10.1159/000438485

4. Garber K. Targeting copper to treat breast cancer. *Science.* 2015, 349(6244), 128–129. URL: https://doi.org/10.1126/science.349.6244.128

5. White A. R., Kanninen K. M., Crouch P. J. Editorial: Metals and neurodegeneration: restoring the balance. *Frontiers in Aging Neuroscience*. 2015, 7. URL:https://doi.org/10.3389/fnagi.2015.00127

6. Orta-Rivera A. M., Meléndez-Contés Y., Medina-Berríos N., Gómez-Cardona A. M., Ramos-Rodríguez A., Tinoco A. D. Copper-Based Antibiotic Strategies: Exploring Applications in the Hospital Setting and the Targeting of Cu Regulatory Pathways and Current Drug Design Trends. *Inorganics*. 2023, 11(6), 252. URL:https://doi.org/10.3390/inorganics11060252

7. Michels H. T., Noyce J. O., Keevil C. W. Effects of temperature and humidity on the efficacy of methicillin-resistantStaphylococcus aureuschallenged antimicrobial materials containing silver and copper. *Letters in Applied Microbiology*. 2009, 49(2), 191–195. URL:https://doi.org/10.1111/j.1472-765x.2009.02637.x

8. Bozhkov A.I., Bobkov V.V., Osolodchenko T.P., Yurchenko O.I., Ganin V.Y., Ponomarenko S.V. The antibacterial activity of the copper for Staphylococcus aureus 124 and Pseudomonas aeruginosa 18 depends on its state: metalized, chelated and ionic. 2024, 10(20), 2405-8440. URL:https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e39098

9. Kovaleva M. K., Menzyanova N. G., Jain A., Yadav A., Flora S., Bozhkov A. I. Effect of Hormesis in Dunaliella viridis Teodor. (Chlorophyta) Under the Influence of Copper Sulfate. *International Journal on Algae*. 2012, 14(1), 44–61. URL:https://doi.org/10.1615/interjalgae.v14.i1.40

10. Wohlleben W., Mast Y., Stegmann E., Ziemert,N. Antibiotic drug discovery. *Microbial Biotechnology*. 2016, 9(5), 541–548. URL:https://doi.org/10.1111/1751-7915.12388

11. Godoy-Gallardo M., Eckhard U., Delgado L. M., de Roo Puente Y. J. D., Hoyos-Nogués M., Gil F. J., Perez R. A. Antibacterial approaches in tissue engineering using metal ions and nanoparticles: From mechanisms to applications. *Bioactive Materials*. 2021, 6(12), 4470–4490. URL:https://doi.org/10.1016/j.bioactmat.2021.04.033

12. Lavrynenko O., Zahornyi M., Vember V. Photocatalytic destruction of organic dyes by titanium dioxide particles doped with gold. Proceedings of the NTUU "Igor Sikorsky KPI". Series: *Chemical Engineering, Ecology and Resource Saving*. 2023, 4, 69–79. URL:https://doi.org/10.20535/2617-9741.4.2023.294330

13. Karasek F.W., Clement R.E. Basic Gas Chromatography-Mass Spectrometry: Principles and Techniques. 1988

14. Haiovyi S., Bozhkov A. Hormetic effect on the toxic action of copper ions depends on the tissue distribution of copper ions. *Grail of Science*. 2023, (31), 157–162. URL:https://doi.org/10.36074/grail-of-science.15.09.2023.26

15. Bozhkov A. I., Bozhkov A. A., Ponomarenko I. E., Kurguzova N. I., Akzhyhitov R. A., Goltvyanskii A. V., Klimova E. M., Shapovalov S. O. Elimination of the toxic effect of copper sulfate is accompanied by the normalization of liver function in fibrosis. *Regulatory Mechanisms in Biosystems*. 2021, 12(4), 655–663. URL: https://doi.org/10.15421/022190

16. Bryantseva Yu.V. Diversity and distribution of dinoflagellates in water bodies of Ukraine (critical and systematic revision). *Algologia*. 2023, 33(2), 98–126. URL: https://doi.org/10.15407/alg33.02.098

17. Cavalletti, E., Romano, G., Palma Esposito, F., Barra, L., Chiaiese, P., Balzano, S., & Sardo, A. Copper Effect on Microalgae: Toxicity and Bioremediation Strategies. *Toxics*. 2022, 10(9), 527. URL:https://doi.org/10.3390/toxics10090527

18. Salah I., Parkin I. P., Allan E. Copper as an antimicrobial agent: recent advances. *RSC Advances*. 2021, 11(30), 18179–18186. URL:https://doi.org/10.1039/d1ra02149d

19. Arendsen L. P., Thakar R., Sultan, A. H. The Use of Copper as an Antimicrobial Agent in Health Care, Including Obstetrics and Gynecology. *Clinical Microbiology Reviews.* 2019, 32(4). URL:https://doi.org/10.1128/cmr.00125-18

20. Noyce J. O., Michels H., Keevil C. W. Potential use of copper surfaces to reduce survival of epidemic meticillin-resistant Staphylococcus aureus in the healthcare environment. *The Journal of Hospital Infection*. 2006, 63(3), 289–297. URL:https://doi.org/10.1016/j.jhin.2005.12.008

21. Giachino A., Waldron K. J. Copper tolerance in bacteria requires the activation of multiple accessory pathways. *Molecular Microbiology.* 2020, 114(3), 377–390. URL:https://doi.org/10.1111/mmi.14522

Надійшла (Received) 25.04.2025
Прийнята до друку (accepted for publication) 03.05.2025

ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРІВ/ABOUT THE AUTHORS

Юрченко Олег Іванович – зав. кафедри хімічної метрології ХНУ імені В.Н. Каразіна, д.х.н., професор, e-mail: yurchenko@karazin.ua, ORCID: 0000-0002-7117-4556
Yurchenko Oleh Ivanovych – head of Department of Chemical Metrology of KhNU named after V.N. Karazina, DSc (chemistry), professor, e-mail: yurchenko@karazin.ua, ORCID: 0000-0002-7117-4556

Черножук Тетяна Василівна – доц. кафедри неорганічної хімії ХНУ імені В.Н. Каразіна, к.х.н., доцент**,** e-mail: t.chernohyk@karazin.ua, ORCID: 0000-0001-5580-7838
Chernozhuk Tetyana Vasylivna – associate professor Department of Inorganic Chemistry of KhNU named after V.N. Karazina, PhD, associate professor, e-mail: t.chernohyk@karazin.ua, ORCID: 0000-0001-5580-7838

Шевченко Іван Романович – аспірант кафедри хімічної метрології ХНУ імені В.Н. Каразіна, e-mail: i.shevchenko@karazin.ua, ORCID: 0009-0002-6944-4016
Shevchenko Ivan Romanovych – postgraduate student of Department of Chemical Metrology of the KhNU named after V.N. Karazin, e-mail: i.shevchenko@karazin.ua, ORCID: 0009-0002-6944-4016

Бакланов Олександр Миколайович – проф. кафедри хімічної метрології ХНУ імені В.Н. Каразіна, д.х.н., професор, e-mail: o.baklanov@karazin.ua, ORCID: 0000-0001-9396-5204
Baklanov Oleksandr Mykolayovych – prof. Department of Chemical Metrology of KhNU named after V.N. Karazina, PhD, professor, e-mail: o.baklanov@karazin.ua, ORCID: 0000-0001-9396-5204

Atomic absorption determination of copper in the microalgae Dunaliella Viridis and its further use as a therapeutic agent

Abstract

The copper content in the biomass of the alga Dunaliella viridis and in the liver of male rats was determined using atomic absorption spectroscopy. Ultrasonic treatment of the samples ensured complete copper extraction and sample homogenization. The accuracy of the analytical results was verified using the spiking method ("added-found") and by varying the mass of the analyzed samples. It was shown that the systematic error was insignificant. Professor A.I. Bozhkov and his colleagues studied the effect of copper on biological samples. The results indicate that the addition of copper ions to the microalgal biomass is accompanied by the formation of various structural and functional complexes, which may exhibit different antibacterial activities. The algal biomass can be used for the production of dietary supplements to compensate for copper and β-carotene deficiency in the body.

Keywords: microalgae, atomic absorption spectrometry, copper, sample preparation, ultrasonic treatment, biological samples, metrological characteristics.

УДК 330.131.7 DOI: 10.30837/2663-9564.2025.1.10

ЗАСТОСУВАННЯ ФУНКЦІОНАЛЬНО-ЗАЛЕЖНИХ СТАТИСТИК ДЛЯ ОЦІНЮВАННЯ РИЗИКІВ ЯКОСТІ ПРОДУКЦІЇ

Р.М. Тріщ[1], К.О. Ломанов[2], Д.О. Цициліано[1], В.О. Крутько[1], Д.Ю. Бондар[1], Д.С. Зась[1]

[1]Національний аерокосмічний університет «Харківський авіаційний інститут», кафедра мехатроніки та електротехніки Харків, Україна
[2]Харківський національний університет імені В. Н. Каразіна, кафедра інформаційних комп'ютерних технологій і математики Харків, Україна

Анотація

У сучасних умовах жорсткої конкуренції та високих вимог до якості продукції оцінювання ризиків стає невід'ємною частиною системи управління якістю на підприємствах. Особливої уваги потребує ризик випуску неякісної продукції, який безпосередньо впливає на імідж, фінансові показники та загальну конкурентоспроможність підприємства. Ефективне управління такими ризиками вимагає впровадження обґрунтованих, надійних і кількісно вимірюваних методів оцінювання якості. Одним із перспективних напрямів у цьому контексті є використання багатокритеріального підходу до оцінювання об'єктів кваліметрії. Оскільки показники якості можуть мати різні одиниці вимірювання, виникає потреба у приведенні їх до безрозмірної форми для створення єдиної інтегральної оцінки. Це завдання потребує використання математичних залежностей, здатних забезпечити кількісне визначення якості з достатньою точністю. Проте формування таких моделей є складним процесом, що потребує детального аналізу об'єкта дослідження. У зв'язку з цим у роботі запропоновано дослідити можливість застосування функціонально-залежних статистик, зокрема функції помилок, для отримання безрозмірних оцінок одиничних розмірних показників якості. Ця функція широко використовується в математичній фізиці та статистиці й має значний потенціал у контексті практичного оцінювання. Розвиток обчислювальної техніки значно спростив її застосування в прикладних задачах. Додатково, на основі аналізу функції щільності оцінок запропоновано визначати ймовірність потрапляння цих оцінок у критичні інтервали, що дозволяє розробити ефективну методику оцінки ризиків випуску неякісної продукції. Такий підхід забезпечує підвищення точності прийняття рішень у сфері управління якістю.

Ключові слова: якість; ризик; оцінювання; безрозмірна шкала; функція помилок; кваліметрія.

1. Вступ

Забезпечення якості продукції та її постійне У сучасних умовах жорсткої конкуренції та високих вимог до якості продукції оцінювання ризиків стає невід'ємною частиною системи управління якістю на підприємствах. Особливої уваги потребує ризик випуску неякісної продукції, який безпосередньо впливає на імідж, фінансові показники та загальну конкурентоспроможність підприємства. Ефективне управління такими ризиками вимагає впровадження обґрунтованих, надійних і кількісно вимірюваних методів оцінювання якості.

Одним із перспективних напрямів у цьому контексті є використання багатокритеріального підходу до оцінювання об'єктів кваліметрії. Оскільки показники якості можуть мати різні одиниці вимірювання, виникає потреба у приведенні їх до безрозмірної форми для створення єдиної інтегральної оцінки. Це завдання потребує використання математичних залежностей, здатних забезпечити кількісне визначення якості з достатньою точністю. Проте формування таких моделей є складним процесом, що потребує детального аналізу об'єкта дослідження.

Метою статті є дослідити можливість застосування функціонально-залежних статистик, зокрема функції помилок, для отримання безрозмірних оцінок одиничних розмірних показників якості. Ця функція широко використовується в математичній фізиці та статистиці й має значний потенціал у контексті практичного оцінювання. Розвиток обчислювальної техніки значно спростив її застосування в прикладних задачах. Додатково, на основі аналізу функції щільності оцінок запропоновано визначати ймовірність потрапляння цих оцінок у критичні інтервали, що дозволяє розробити ефективну методику оцінки ризиків випуску неякісної продукції. Такий підхід забезпечує підвищення точності прийняття рішень у сфері управління якістю.

2. Матеріали і методи

Ризик як категорія має різні визначення, сформульовані вітчизняними та зарубіжними дослідниками. У загальному розумінні ризик трактується як потенційна ймовірність втрат, збитків або недоотримання запланованих результатів, що обумовлено наявністю невизначеності у процесі реалізації діяльності. Він також визначається як ступінь невизначеності майбутніх фінансових результатів або можливість настання несприятливих наслідків через зміну умов, які не були враховані в початкових розрахунках [1].

Для забезпечення ефективного управління ризиками важливо, щоб керівні органи організації дотримувалися певних принципів на всіх рівнях. Ризик-менеджмент має бути невід'ємною складовою управлінських процесів, інтегруватися у стратегію розвитку, підтримувати прийняття рішень, враховувати невизначеність і базуватись на найкращій доступній інформації. Управління ризиками повинно враховувати як зовнішній, так і внутрішній контекст діяльності організації, а також специфіку людських і культурних чинників, які можуть впливати на досягнення цілей [2].

Ризик-менеджмент повинен бути прозорим, інклюзивним і відкритим до змін. Це динамічний процес, що передбачає постійний моніторинг і адаптацію до нових умов. Організації мають розробляти відповідну політику, яка чітко окреслює цілі, відповідальність, механізми управління ризиками, забезпечення ресурсами та зобов'язання щодо постійного вдосконалення системи. Важливою умовою ефективного ризик-менеджменту є формування цілісної системи, яка інтегрується з загальним управлінським механізмом підприємства, відображає його корпоративну культуру і дозволяє оперативно реагувати на зміни [3].

Сформульовані під час дослідження принципи створення системи управління ризиками дали змогу виділити основні елементи ефективного моніторингу. Така система повинна включати чітко визначені зони спостереження, наявність широкого кола спостерігачів, використання критеріїв для оцінки вхідної інформації, ефективні канали комунікації всередині організації та здатність до самовдосконалення. Це дозволяє організації оперативно виявляти ризики, оцінювати їх і приймати обґрунтовані управлінські рішення [4].

Відомо, що на об'єкти кваліметрії впливає велика кількість чинників, тому для оцінювання їхньої якості використовується комплексний показник, який формується з багатьох критеріїв [5-7]. Для правильного розуміння цього показника потрібно застосовувати багатокритеріальні методи оцінювання [8-10].

При багатокритеріальному аналізі необхідно перевести всі показники якості, що мають різні одиниці вимірювання, на безрозмірну шкалу. Це дає змогу об'єднати різні оцінки в єдину систему, що значно покращує обсяг та ефективність обробки інформації про стан об'єкта [11-14].

Існують спеціальні методики, які перетворюють показники з різними розмірностями у безрозмірну форму за допомогою математичних формул. Такі залежності дозволяють кількісно визначити рівень якості об'єкта або процесу, встановлюючи зв'язок між значенням показника та його оцінкою. Проте створення об'єктивних математичних моделей є складним процесом, що потребує глибокого вивчення об'єкта і забезпечує лише допустиму точність результатів [15-18].

Одна з ключових проблем цих методів полягає в тому, що більшість з них базуються на спрощених формулах, які лише частково враховують реальні закономірності процесів оцінювання. Втім, альтернативи таким підходам немає. Е. С. Вентцель у своєму аналізі називає подібні моделі довільними, але підкреслює, що навіть умовні математичні залежності є кращими, ніж їх повна відсутність, оскільки вони є зручним способом досягти згоди між учасниками оцінювання.

У кваліметрії особливу увагу приділяють зв'язку між вимірюваними показниками якості та їх оцінкою на безрозмірній шкалі, оскільки ці показники не завжди мають лінійну або рівномірну залежність. Це ускладнює застосування стандартних методів контролю якості, тому в таких випадках використовуються статистичні підходи. Основна задача полягає не стільки у вивченні розподілу показника у фізичних одиницях, скільки в дослідженні розподілу його оцінок у безрозмірному вигляді. В рамках цього підходу вивчаються закономірності розсіювання таких оцінок [19].

Об'єктом аналізу у кваліметрії, як правило, виступає результат технологічного процесу — виготовлений виріб. Розрізняють два методи досягнення необхідних параметрів якості: індивідуальне виготовлення з ручною доробкою та автоматизоване виробництво на налагодженому обладнанні. У цьому дослідженні розглядається саме автоматизований метод, оскільки він дозволяє ефективно застосовувати статистичні методи аналізу.

Схема оцінювання якості будь якого технологічного процесу представлено на рисунку 1.

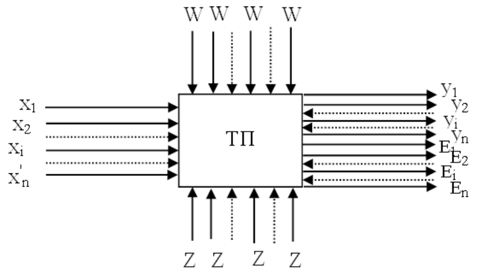


Рис. 1. Схема оцінюваня якості будь якого технологічного процесу

Де $x_1 \ldots x_n$ – вхідні контролюючі параметри; $z_1 \ldots z_n$ – управляючі контролюючі фактори; $w_1 \ldots w_n$ – не контролюючі фактори; $y_1 \ldots y_n$ – вихідні показники якості; $E_1 \ldots E_n$ – вихідні економічні показники

Як видно зі схеми на рисунку 1, технологічний процес являє собою складну систему, поведінка якої необхідно оцінювати, аналізувати, прогнозувати і при необхідності корегувати - керувати нею для забезпечення високої якості продукції.

Під час автоматизованого виробництва показники якості можуть відхилятися від заданих через дію систематичних і випадкових факторів. Систематичні фактори, як-от знос або неточність інструменту, змінюються поступово або залишаються постійними для всієї партії. Випадкові фактори, навпаки, змінюються без закономірності, що призводить до варіацій у якості навіть при однакових умовах виробництва. Через це істинне значення показника якості окремого виробу є випадковою величиною, що змінюється в певних межах. Для аналізу таких відхилень застосовуються методи математичної статистики.

Сучасні технологічні процеси потребують використання адаптивних систем управління, здатних забезпечити стабільну якість продукції навіть при змінних зовнішніх умовах. У таких умовах особливо важливим є статистичний аналіз, який дає змогу досліджувати властивості випадкових величин на основі вибіркових даних. У процесі статистичного оцінювання вирішуються завдання, що включають обробку даних і прийняття рішень. Оскільки дані мають випадковий характер і зазвичай обмежені в обсязі, результати аналізу також є імовірнісними.

Основні типи задач, що вирішуються у статистичному аналізі якості, — це оцінювання параметрів, перевірка статистичних гіпотез і побудова функції розподілу. Кожен із цих напрямів має свої методи та практичне значення. Наприклад, оцінювання дозволяє визначити числові характеристики розподілу, перевірка гіпотез — з'ясувати, чи відповідає вибірка певним припущенням, а визначення функції розподілу — описати ймовірнісний характер розсіювання значень.

Задачі оцінювання зводяться до отримання точкових або інтервальних оцінок параметрів. У задачах перевірки гіпотез часто попередньо виконується виявлення і виключення аномальних спостережень. Ці дві задачі тісно взаємопов'язані, оскільки уточнення розподілу або параметрів може бути необхідним для точнішого тестування гіпотез.

Оцінювання функції розподілу є складним завданням у випадках, коли обсяг статистичної інформації обмежений. Хоча для великих вибірок існують ефективні методи, наприклад побудова гістограм або полігонів частот, у випадку обмежених даних такі методи дають ненадійні результати. Це особливо актуально для підприємств з малосерійним виробництвом або для оцінювання якості дорогих, надійних виробів, де обсяг вибірки невеликий.

Уміння побудувати точну оцінку функції розподілу навіть за малою кількістю даних дозволяє суттєво знизити ймовірність помилок при прийнятті статистичних рішень. Тому при обмеженій статистичній інформації важливо ефективно використовувати кожен доступний елемент даних. Такий підхід підтримується ідеями, закладеними у роботах засновників теорії інформації — Н. Вінера, Р. Фішера, К. Шеннона, які показали, як навіть обмежені обсяги інформації можуть використовуватись для отримання обґрунтованих статистичних висновків.

3. Застосування функції помилок для оцінювання якості об'єктів кваліметрії

Пропонується дослідити та застосувати функцію помилок для отримання безрозмірних оцінок одиничних розмірних показників якості. Ця функція є складною та використовується в математичній фізиці та статистиці для вирішення прикладних задач. Розвиток комп'ютерних технологій останніми роками значно розширив можливості її застосування. Вигляд функції помилок наведено у роботі [20].

$$erf\,(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2} dt \qquad (1)$$

Графічне зображення функції помилок представлене на рисунку 2.

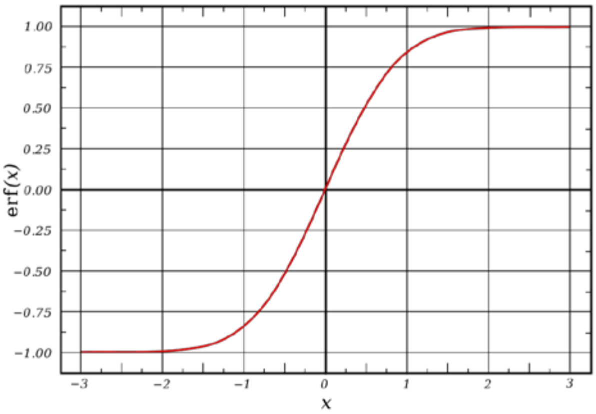


Рис. 2. Графік функції помилок (1)

У кваліметрії, враховуючи особливості оцінювання якості об'єктів, можна зазначити, що, оцінка показника якості знаходиться в інтервалі $0 \le y(x) < 1$, а швидкість зміни функції на межових значеннях значно нижча, ніж у середині діапазону. З рисунку 2 видно, що функція (1) має належні обґрунтування для отримання оцінок якості в кваліметрії.

З рисунка 2 видно, що функція (1) є обґрунтованим інструментом для оцінювання якості в кваліметрії. Безрозмірні оцінки, отримані за її допомогою, змінюються в межах від -1 до 1. За допомогою алгебраїчних перетворень можна отримати функціональну залежність, яка дає оцінки в діапазоні $0 \le y(x) < 1$:

$$y(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} erf\,(-l + k\frac{x-a}{b-a}), \qquad (2)$$

де *erf(x)* − функція помилок; *a* − мінімально допустиме значення показника якості (відповідає нормативам); *b* − максимально допустиме значення показника; *x* – виміряне значення показника якості; *k* – параметр форми; *l* – параметр масштабу.

Функція *y(x)* в точці *a* приймає значення близьке до 0, а в точці *b* − близьке до 1. Залежність (1) представлено на рисунку 3.

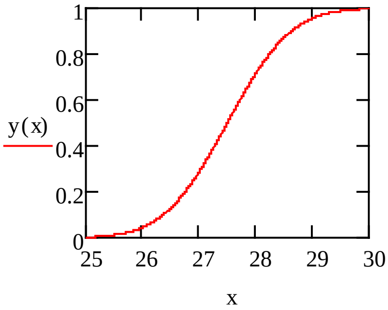


Рис. 3. Графік функції (1) при *a* = 25; b = 30; *l* = 2; k = 4

Як видно з графіка, оцінка якості зростає від 0 до 1, причому оптимальне значення досягається при наближенні до верхньої границі (*b*). Якщо найкращий показник відповідає нижній межі (*a*), використовується обернена залежність:

$$y'(x) = 1 - \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2} erf\left(-l + k\frac{x-a}{b-a}\right)\right), \tag{3}$$

На рисунках 4 - 13 показано графіки функції (1) для різних значень параметрів *k* та *l*, що демонструє її гнучкість у залежності від налаштувань.

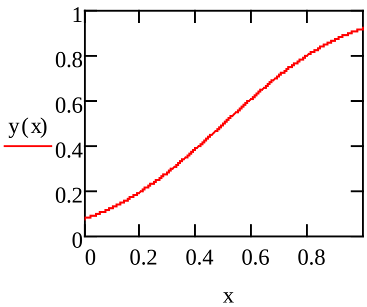


Рис. 4. Графік функції (1) при *a* = 0; *b* = 1; *l* = 2; *k* = 1

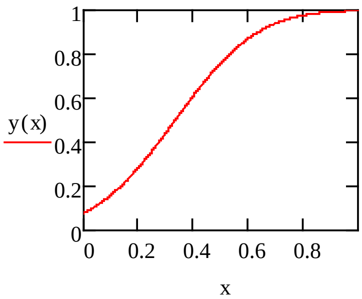


Рис. 5. Графік функції (1) при *a* = 0; *b* = 1; *l* = 1; *k* = 3

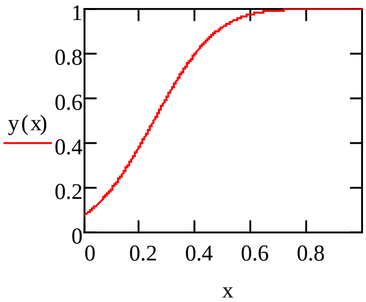


Рис. 6. Графік функції (1) при *a* = 0; *b* = 1; *l* = 1; *k* = 4

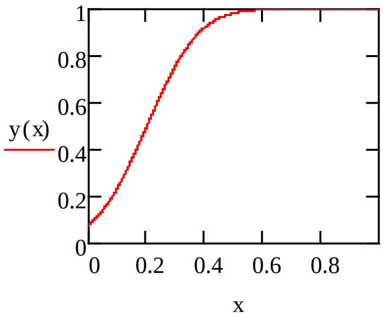


Рис. 7. Графік функції (1) при *a* = 0; *b* = 1; *l* = 1; *k* = 5

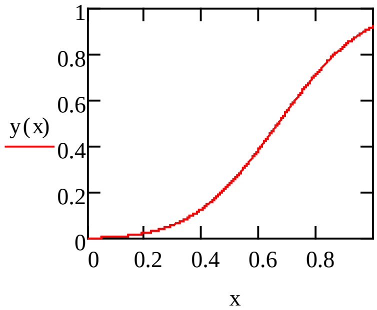


Рис. 8. Графік функції (1) при *a* = 0; *b* = 1; *l* = 2; *k* = 3

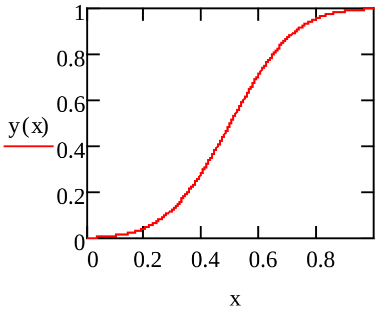


Рис. 9. Графік функції (1) при *a* = 0; *b* = 1; *l* = 2; *k* = 4

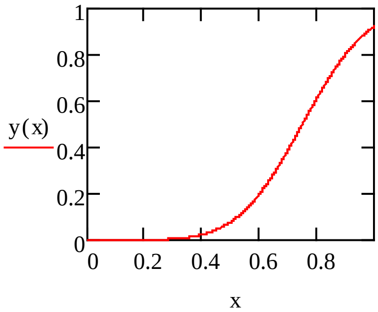


Рис. 10. Графік функції (1) при *a* = 0; b = 1; *l* = 3; k = 4

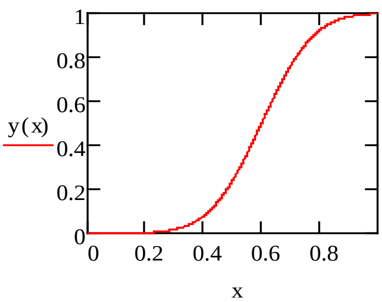


Рис.11. Графік функції (1) при *a* = 0; *b* = 1; *l* = 3; *k* = 5

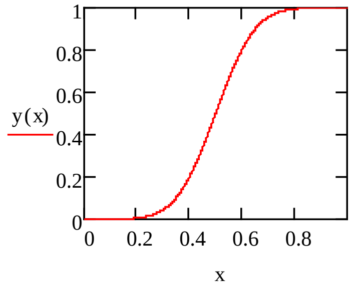


Рис. 12. Графік функції (1) при a = 0; b = 1; l = 3; k = 6

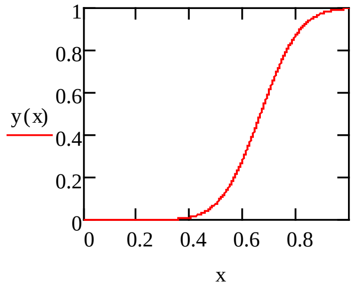


Рис.13. Графік функції (1) при a = 0; b = 1; l = 4; k = 6

Удосконалені залежності (1) та (2) демонструють високу ефективність у порівнянні з традиційними методами кваліметрії, що підтверджується низкою ключових переваг [21, 22].

По-перше, їх нелінійний характер цілком відповідає теоретичним засадам кваліметрії. Це особливо важливо, оскільки оцінки якості зазвичай змінюються незначно на межі допустимого діапазону, тоді як основна інформація зосереджена саме всередині нього. Така особливість робить запропоновані залежності ідеальним інструментом для практичного застосування, де потрібно аналізувати реальні, а не граничні значення показників.

По-друге, на відміну від існуючих методик, які часто вимагають складних розрахунків і залучення експертів, новий підхід ґрунтується на функції помилок (ФОШ), вбудованій у Microsoft Excel. Це значно спрощує процес оцінювання, оскільки відпадає необхідність у розробці спеціалізованого програмного забезпечення. В результаті залежності стають універсальними — їх можна застосовувати до найрізноманітніших об’єктів: технологічних процесів, промислової продукції, інтелектуальних ресурсів тощо.

Важливо також відзначити практичну значущість цього підходу. Запропоновані залежності можуть бути легко інтегровані в систему управління якістю на рівні окремих підприємств або галузей, ставши частиною внутрішніх нормативних документів. Враховуючи, що випадкове розсіювання показників якості, таких як X, підпорядковується нормальному закону розподілу, їх використання забезпечує точність і надійність оцінок.

Таким чином, поєднання теоретичної обґрунтованості, простоти реалізації та широкої сфери застосування робить ці залежності перспективним інструментом для сучасних методів оцінювання якості.

4. Оцінювання ризиків низької якості продукції

Розглянемо випадкову величину X, що характеризує показник якості і підпорядковується нормальному закону розподілу з функцією щільності:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\bar{x})^2}{2\sigma^2}} \qquad (4)$$

Якщо ця величина пов'язана з безрозмірною оцінкою Y залежністю (4), то функція щільності ймовірностей $q(y)$ набуває вигляду:

$$q(y) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot |q_1(y)| \cdot e^{\frac{-1}{2\sigma^2}(q_2(y)-\bar{X})^2} \qquad (5)$$

де:

$$q_1(y) = \frac{1}{2} \cdot (\frac{1}{4} X_{max} - \frac{1}{4} X_{min})\pi^{\frac{1}{2}} \left[\begin{array}{l} 2 + \frac{1}{2}\pi \cdot (2y-1)^2 + \frac{7}{48}\pi^2 \cdot (2y-1)^4 + \\ + \frac{127}{2880}\pi^3 \cdot (2y-1)^6 \end{array} \right], \qquad (6)$$

$$q_2(y) = \frac{X_{max} - X_{min}}{4} \left[\frac{\sqrt{\pi}}{2} \left[\begin{array}{l} (2y-1) + \frac{\pi(2y-1)^3}{12} + \frac{7\pi^2(2y-1)^5}{480} + \\ + \frac{127\pi^3(2y-1)^7}{40320} \end{array} \right] + 2 \right], \qquad (7)$$

Функція (4) має два параметри:

$$\bar{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i, \qquad (8)$$

де x_i - виміряне значення показника, n – кількість вимірювань.

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{X})^2} \qquad (9)$$

Графік функції щільності (5) щільності наведено на рисунку 14.

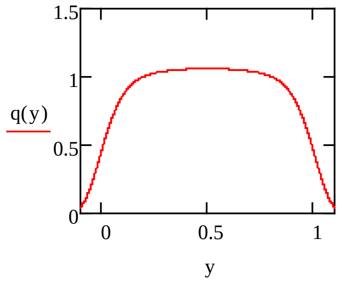


Рис. 14. Графік функції щільності

Таким чином, знання розподілу будь-якого показника якості як випадкової величини разом із застосуванням функціонального перетворення (2) дає змогу визначити розподіл оцінок на уніфікованій безрозмірній шкалі. Наявність такого розподілу оцінок як випадкової величини відкриває широкі можливості для розв'язання прикладних завдань з використанням стандартних статистичних методів аналізу.

Знаючи функцію щільності ймовірностей для випадкової величини Y, тоді можливо вирішувати практичні завдання, в тому числі знайти ймовірність того, що значення випадкової величини Y потрапляє в певний проміжок (c, d):

$$P(c<y<d)=\int_{c}^{d}q(y)dy=F(d)-F(c), \qquad (10)$$

де *q(y)* - функція розподілу випадкової величини *Y*.

Отже знайдемо ймовірність того, що значення випадкової величини *Y* потраплять в проміжок (c, d). Для цього необхідно розрахувати інтеграл:

$$P(c<y<d)=\int_{c}^{d}q(y)dy, . \qquad (11)$$

Проведені розрахунки, представлені в таблиці 1, дали наступні результати щодо ймовірності попадання Y у різні інтервали.

Табл. 1. Імовірність знаходження значення випадкової величини Y в інтервалі (c, d)

Інтервал	0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	∑ 1
Імовірність	0,069	0,095	0,1	0,1	0,1	
Інтервал	5-6	6-7	7-8	8-9	9-1	
Імовірність	0,1	0,1	0,1	0,095	0,069	

Результати підтверджують правильність обраного математичного апарату і достовірність проведених досліджень. Отримані дані можуть бути використані для подальшого аналізу якості та прийняття управлінських рішень.

Висновки

У сучасних дослідженнях з кваліметрії запропоновано використання функції помилок для побудови універсальної моделі оцінювання якості. Даний підхід ґрунтується на перетворенні вимірюваних показників у безрозмірну шкалу за допомогою функціональної залежності, що вимагає лише знання гранично допустимих значень та параметрів форми розподілу.

Математичний аналіз показав, що при нормальному розподілі вихідних даних отримана функція щільності ймовірності на безрозмірній шкалі зберігає основні властивості вихідного розподілу. Це дозволяє застосовувати стандартні статистичні методи для аналізу ймовірнісних характеристик. Зокрема, було встановлено симетричний характер розподілу оцінок з максимальною щільністю в центральній області та плавним зменшенням до меж діапазону.

Важливою перевагою запропонованого методу є його інваріантність відносно природи об'єкта оцінювання, що значно розширює сферу застосування у різних галузях. Отримані результати свідчать про високу ефективність такого підходу для задач стандартизації процедур оцінювання якості та прийняття управлінських рішень.

Список літератури

1. ISO Guide 73:2009 «Risk management – Vocabulary – Guidelines for use in standards» [https://www.iso.org/standard/44651.html] (available: 26.04.2025).

2. Лагунова І. А. Сутність та принципи концепції ризик-менеджменту. Актуальні проблеми державного управління. 2018. № 1. С. 44-51.

3. ДСТУ ISO 31000:2018 Менеджмент ризиків. Принципи та настанови (ISO 31000:2018, IDT). [Чинний від 2019-01-01]. Вид. офіц. Київ: ДП «УкрНДНЦ», 2019.

4. Trishch R., Nechuiviter O., Dyadyura K., Vasilevskyi O., Tsykhanovska I., Yakovlev M. Qualimetric method of assessing risks of low quality products. MM Science Journal, 2021, pp. 4769–4774. doi: 10.17973/MMSJ.2021_10_2021030.

5. Ginevičius R., Trišč R., Remeikienė R., Zielińska A., Strikaitė-Latušinskaja G. Evaluation of the condition of social processes based on qualimetric methods: The COVID-19 case. Journal of International Studies, 2022. vol. 15, no. 1, pp. 230–249. doi:10.14254/2071-8330.2022/15-1/15.

6. Cherniak O., Trishch R., Ginevičius R., Nechuiviter O., Burdeina V. Methodology for Assessing the Processes of the Occupational Safety Management System Using Functional Dependencies. Integrated Computer Technologies in Mechanical Engineering - 2023. ICTM 2023. Lecture Notes in Networks and Systems. Springer, Cham. vol. 996, 2024, pp. 3–13. doi: 10.1007/978-3-031-60549-9_1.

7. Кучерук В. Ю., Глушко М. В. Покращення якості рекомендаційних систем на основі кваліметричних методів вимірювання. Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. 2022. Вип. 2. С. 65–72. doi: 10.31891/2219- 9365-2022-70-2-9.

8. Ginevicius R., Trishch R., Bilan Y., Lis M., Pencik J. Assessment of the Economic Efficiency of Energy Development in the Industrial Sector of the European Union Area Countries. Energies, 2022, vol. 15, 3322. doi: 10.3390/ en15093322.

9. Argotti Y., Baron C., Esteban P. Quality quantification in Systems Engineering from the Qualimetry Eye. 2019 IEEE International Systems Conference (SysCon). 2019. P. 1–8. doi: 10.1109/SYSCON.2019.8836756.

10. Yazdani M., Tavana M., Pamučar D., Chatterjee P. A rough based multi-criteria evaluation method for healthcare waste disposal location decisions. Computers & Industrial Engineering, 2020, vol. 143, 106394. doi:10.1016/j.cie.2020.106394

11. Кім Н. І. Узагальнений показник якості об’єктів кваліметрії різної природи. Вісник аграрної науки Причорномор’я. Вип. 1. С. 94–101. doi: 10.31521/2313-092X/2021-1(109)-12.

12. Черняк О. М., Фатєєва Л. Ю., Яковлев М. Ю., Рибальченко Т. П., Зась Д. С., Кузнєцов В. Д. Оцінювання якості системи управління безпекою праці відповідно до вимог міжнародного стандарту ISO 45001:2018 на етапі функціонування. Сучасний стан наукових досліджень та технологій в промисловості. 2024. № 1 (27). С. 226–235.

13. Черняк О. М., Сороколат Н. А., Багаєв І. О., Фатєєва Л. Ю. Застосування функціональної залежності для багатокритеріального оцінювання безпеки праці, як об’єкта кваліметрії. Сучасний стан наукових досліджень та технологій в промисловості. 2022. № 1 (19). С. 76–84. doi: 10.30837/ITSSI.2022.19.076.

14. Рудик Ю. І. Оцінювання безпеки складних організаційно-технічних систем кваліметричними методами з урахуванням ризиків: дис. д-ра техн. наук: 05.01.02 "Стандартизація, сертифікація та метрологічне забезпечення". 2021. Львів, 312 с.

15. Trishch R., Cherniak O., Zdenek, D., Petraskevicius V. Assessment of the occupational health and safety management system by qualimetric methods. Engineering Management in Production and Services, 2024, vol. 16, no.2, pp. 118-127. doi: 10.2478 emj-2024-0017.

16. Черняк О. М., Сороколат Н. А., Каницька І. В. Графоаналітичний метод визначення комплексного показника якості об'єктів кваліметрії. Сучасний стан наукових досліджень та технологій в промисловості. 2020. № 4 (14). С. 169–175. doi: 10.30837/ITSSI.2020.14.169.

17. Черняк О., Сороколат Н., Бурдейна В., Фатєєва Л., Багаєв І. Застосування методу середніх прямокутників для отримання комплексного показника безпеки праці. Сучасний стан наукових досліджень та технологій в промисловості. 2023. №1(23). С. 115–122. doi: 10.30837/ITSSI.2023.23.115.

18. Кучерук В. Ю., Глушко М. В. Оцінювання якості відгуків на основі кваліметричного методу "The value of opinion". Наукові праці Вінницького національного технічного університету. Вип. 3, Вересень 2022. Р. 1–13. doi: 10.31649/2307-5376-2022-2-22-34.

19. Черняк О. М., Багаєв І. О., Катрич О. О., Теслов О. А., Косиченко О. М., Шевченко В. П. Визначення мінімальної кількості періодів для оцінювання індексів сталого розвитку країн ЄС методами порядкових статистик. Сучасний стан наукових досліджень та технологій в промисловості. 2024. № 1 (27). С. 215–225. doi: 10.30837/ITSSI.2024.27.215

20. Піх С. С., Попель О. М., Ровенчак А. А., Таляньський І. І. Методи математичної фізики. Львів: ЛНУ ім. Франка, 2011. 404 с.

21. Сороколат Н. А., Фатєєва Л. Ю. Оцінювання якості процесів системи управління безпекою праці, згідно вимог міжнародного стандарту ISO 45001:2018. Машинобудування. 2022. № 29. С. 89–96. doi: 10.32820/2079-1747-2022-29-89-96.

22. Сороколат Н. А., Фатєєва Л. Ю. Застосування функції помилок для оцінювання якості об'єктів кваліметрії. Вісник Національного технічного університету «ХПІ». Серія: Нові рішення в сучасних технологіях. 2022. № 4 (14). С. 53-58. doi:10.20998/2413-4295.2022.04.08

Надійшла (Received) 05.05.2025
Прийнята до друку (accepted for publication) 20.05.2025

ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРІВ/ABOUT THE AUTHORS

Тріщ Роман – Доктор технічних наук, професор, завідувач кафедри мехатроніки та електротехніки, Національний аерокосмічний університет «Харківський авіаційний інститут», E-mail: trich_@ukr.net, ORCID: 0000-0002-9503-8428.
Trishch Roman – Doctor of Sciences (Engineering), Professor, Head of the Department of Mechatronics and Electrical Engineering, National Aerospace University "Kharkiv Aviation Institute", E-mail: trich_@ukr.net, ORCID: 0000-0002-9503-8428.

Ломанов Костянтин – аспірант кафедри Інформаційних комп'ютерних технологій і математики, Харківський національний університет імені В. Н. Каразіна, E-mail: klomanov0320@gmail.com, ORCID: 0009-0000-7124-7607.
Lomanov Kostiantyn – Postgraduate Student at the Department of Information Computer Technologies and Mathematics, V. N. Karazin Kharkiv National University, E-mail: klomanov0320@gmail.com, ORCID: 0009-0000-7124-7607.

Цициліано Денис – аспірант кафедри Мехатроніки та електротехніки, Національний аерокосмічний університет «Харківський авіаційний інститут», E-mail: d.o.tsytsyliano@khai.edu, ORCID: 0009-0005-9524-9777.
Tsytsyliano Denys – Postgraduate Student at the Department of Mechatronics and Electrical Engineering, National Aerospace University "Kharkiv Aviation Institute", E-mail: d.o.tsytsyliano@khai.edu, ORCID: 0009-0005-9524-9777.

Крутько Вадим – аспірант кафедри Мехатроніки та електротехніки, Національний аерокосмічний університет ім. М. Є. Жуковського «Харківський авіаційний інститут», E-mail: v.o.krutko@khai.edu, ORCID: 0009-0009-5093-3566.
Krutko Vadym – Postgraduate Student at the Department of Mechatronics and Electrical Engineering, National Aerospace University "Kharkiv Aviation Institute", E-mail: v.o.krutko@khai.edu, ORCID: 0009-0009-5093-3566.

Бондар Дмитро – аспірант кафедри Мехатроніки та електротехніки, Національний аерокосмічний університет «Харківський авіаційний інститут», E-mail: d.y.bondar@khai.edu, ORCID: 0009-0001-6023-4250.
Bondar Dmytro – Postgraduate Student at the Department of Mechatronics and Electrical Engineering, National Aerospace University "Kharkiv Aviation Institute", E-mail: d.y.bondar@khai.edu, ORCID: 0009-0001-6023-4250.

Зась Денис – аспірант кафедри Мехатроніки та електротехніки, Національний аерокосмічний університет «Харківський авіаційний інститут», E-mail: d.s.zas@khai.edu, ORCID: 0009-0001-5089-4060.
Zas Denys – Postgraduate Student at the Department of Mechatronics and Electrical Engineering, National Aerospace University "Kharkiv Aviation Institute", E-mail: d.s.zas@khai.edu, ORCID: 0009-0001-5089-4060.

Application of functionally dependent statistics for assessing product quality risks

R.M. Trishch, K.O. Lomanov, D.O. Tsytsyliano, V.O. Krutko, D.Yu. Bondar, D.S. Zas

Abstract

In today's environment of fierce competition and high product quality requirements, risk assessment is becoming an integral part of the quality management system at enterprises. Particular attention should be paid to the risk of low-quality products, which directly affects the image, financial performance and overall competitiveness of the enterprise. Effective management of such risks requires the implementation of sound, reliable and quantifiable quality assessment methods. One of the most promising areas in this context is the use of a multi-criteria approach to assessing qualimetric objects. Since quality indicators may have different units of measurement, there is a need to bring them to a dimensionless form to create a single integrated assessment. This task requires the use of mathematical dependencies that can provide a quantitative definition of quality with sufficient accuracy. However, the formation of such models is a complex process that requires a detailed analysis of the research object. In this regard, the paper proposes to investigate the possibility of using functionally dependent statistics, in particular the error function, to obtain dimensionless estimates of single dimensional quality indicators. This function is widely used in mathematical physics and statistics and has significant potential in the context of practical evaluation. The development of computing technology has greatly simplified its use in applied problems. In addition, based on the analysis of the density function of estimates, it is proposed to determine the probability of these estimates falling into critical intervals, which allows developing an effective methodology for assessing the risks of producing low-quality products. This approach ensures an increase in the accuracy of decision-making in the field of quality management.

Key words: quality; risk; assessment; dimensionless scale; error function; qualimetry.

УДК 004.9:623.746-519 DOI: 10.30837/2663-9564.2025.1.11

ОЦІНКА ТОЧНОСТІ ВИГОТОВЛЕННЯ ДЕТАЛЕЙ ЗА ТЕХНОЛОГІЄЮ 3D-ДРУКУ

В.В. Небрат, І.І. Ключник, П.В. Галкін, В.С. Романчук, І.І. Ключник

Харківський національний університет радіоелектроніки, м. Харків, Україна

Анотація

Проведено аналіз точності 3D-принтера. Показано що оцінювання точності та повторюваності позиціонування осей 3D-принтера може проводитись з застосуванням методу безпосереднього роздільного вимірювання окремих осей, який регламентується ISO 230-2 2016 [1]. Поширення норм та правил даного стандарту на 3D-принтери забезпечує єдиний підхід до методів випробувань як до лінійних осей так і осей обертання, однак не охоплює одночасну перевірку кількох осей. Перевірки можуть використовуватися для типових, приймальних, порівняльних випробувань, періодичних підтверджень точності, а також для корекції точності 3D-принтерів. Методика випробувань включає повторні виміри кожної позиції. На підставі проведеного аналізу визначено та розраховано доцільні параметри випробування. Оцінку їх похибок виконано відповідно до ISO/TR 230-9:2005 [2]. Виготовлення тестових деталей здійснено на модифікованому 3D-принтері з використанням готової моделі Tevo Tarantula. Подальший контроль геометричних розмірів дозволив оцінити точність виробів, що виготовляються за технологією 3D-друку.

Ключові слова: 3D-друк, 3D-принтер, вимірювання позиціонування осей, розрахунок відхилень, оцінка точності.

1. Вступ

Сучасні адитивні технології є одним із провідних напрямків цифрового виробництва. Технології пошарового синтезу зазвичай реалізуються шляхом застосування 3D-принтера, який зчитує файл цифрової моделі виробу та створює його, послідовно наносячи шари полімерного, порошкового, паперового чи іншого матеріалу [3]. Ці технології активно застосовуються для швидкого прототипування та виробництва дрібносерійних партій виробів. Швидке прототипування полегшує повторне тестування з послідовною покроковою модернізацією об'єкта. 3D-друк є недорогою альтернативою традиційним методам виготовлення різноманітних предметів, деталей, виробів що створюються одинично або в невеликій кількості.

Існує декілька видів адитивних технологій, кожна з яких використовується для вирішення різних виробничих завдань. Методи друку тонкими шарами, які у кілька разів менші за волос людини, застосовуються для прототипів ювелірних прикрас та стоматологічних протезів. Виготовлення металевих деталей ракетних двигунів та літаків відбувається за допомогою технологій що забезпечують створення особливо міцних об’єктів. Поступово 3D-друк впроваджується у будівництво. Переваги технологій пошарового синтезу – оперативність, економія сировини на виробництві, мала кількість відходів, а також можливість створення складних геометричних форм, які є важкодоступними для традиційних методів обробки. Однак за деякими параметрами 3D-друк ще не досяг рівня традиційних технологій обробки матеріалів та виготовлення деталей конструкцій, що випускаються масово або серійно. Основними проблемами залишаються точність, якість та відтворюваність виробів.

Наразі відсутня загальноприйнята методика перевірки точності 3D-принтерів, що призводить до стримування процесу подальшого удосконалення адитивних технологій. Зокрема, для FDM-принтерів також залишається актуальним питання визначення точності отриманих виробів.

Незважаючи на заяви деяких виробників щодо характеристик випускаємих ними принтерів, таких, наприклад, як "роздільна здатність 50 мкм", зрозуміло, що без стандартизованої методики випробувань такі твердження є скоріше маркетинговими заявами, ніж технічними параметрами.

Таким чином, розробка методики оцінювання точності 3D-друку є актуальною науковою задачею, що сприятиме підвищенню якості друку, поширенню 3D-друку в нових галузях та застосуванню його у серійному виробництві.

2. Процедура друку 3D моделі

Модель тестового зразка-виробу, який запропоновано у вигляді піраміди складної форми з відповідними розмірами, створено в програмі AutoCAD 3D та представлено на рис. 1 [4-5].

Для друку даного пірамідального зразка виробу був обраний 3D-принтер Tevo tarantula. При підготовки 3D-моделі до друку на 3D-принтері використовувався популярний, безкоштовний і зручний для FDM-друку слайсер CURA. Модель друкувалася ABS пластиком з режимами, вказаними в табл. 1.

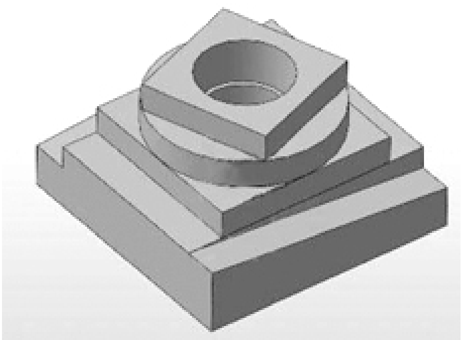


Рис. 1. Модель тестового пірамідального зразка-виробу

Таблиця 1 – Параметри 3D друку

Налаштування роботи з матеріалом	
Температура сопла	230°C
Температура друку першого шару	230°C
Початкова температура друку	220°C
Кінцева температура друку	215°C
Температура робочого столу	80°C
Потік	100%
Величина відкату	6,5 мм
Швидкість відкату	25 мм/с
Мінімальне переміщення при відкаті	0,8 мм
Множник для лінії заповнення	1
Перекриття заповнення	10%
Перекриття оболонок	5%
Дистанція закінчення заповнення	0,1 мм
Ширина оболонки	0,8 мм
Дистанція розширення оболонки	0,8 мм
Охолодження	
Швидкість вентилятора	100%
Швидкість	
Швидкість друку	60 мм/с
Швидкість заповнення	100 мм/с
Швидкість друку зовнішньої стінки	30 мм/с
Швидкість переміщення	120 мм/с
Швидкість друку першого шару	30 мм/с
Параметри друку	
Висота шару	0,15 мм
Висота першого шару	0,1 мм
Ширина лінії	0,4 мм
Дистанція обходу	0,625 мм
Заповнення	
Щільність заповнення	90%
Шаблон заповнення	лінії
Дистанція закінчення заповнення	0,1 мм
Відсоток перекриття заповнення	10%
Товщина шару заповнення	0,15 мм
Відсоток перекриття оболонок	5%
Налаштування кута шва	Сховати шов

За аналогічним процесом виготовлено другу тестову модель з отворами, за допомогою якої може бути досліджено точність міжосьових відстаней отворів зразка-виробу та відхилення від площинності. Модель створено в програмі AutoCAD 3D та представлено на рис. 2.

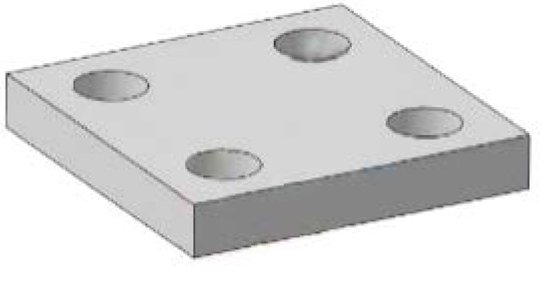


Рис. 2. Модель контрольного зразка-виробу з отворами

3. Контроль пірамідального тестового зразка виробу

При проведенні контролю пірамідального зразка виробу, здійснюється перевірка відхилення отворів від круглості. Під позначенням «відхилення від круглості» мається на увазі найбільша відстань від точок реального профілю до прилеглої окружності.

Відхилення від круглості D_1 – овальність чисельно визначається за формулою:

$$D_1 = \frac{D-d}{2}.$$

де D – найбільший діаметр; d – найменший діаметр.

Контроль зразка виробу, передбачає визначення відхилень розмірів основи виробу.

Проведено вимірювання розмірів, позначення яких представлено на рис. 3. Табл. 2 містить результати вимірювань цих розмірів.

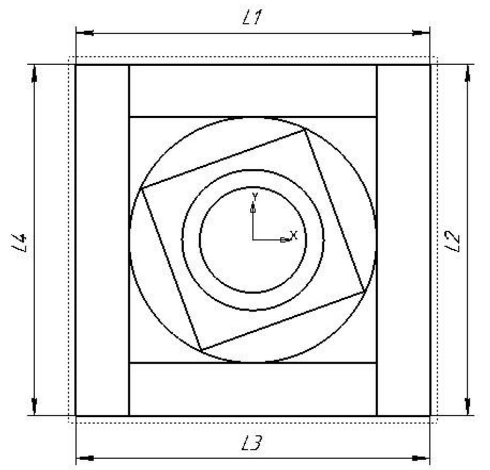


Рис. 3. Позначення розмірів підстави зразка-виробу

Таблиця 2 – Результати вимірювання

Номінальна довжина	L_1, мм	L_2, мм	L_3, мм	L_4, мм
100 мм	99,8	101,5	99,95	101,3

Розроблена тестова модель пірамідального зразка-вироба дозволяє дослідити круглість зовнішньої циліндричної поверхні.

Для знаходження відхилення від круглості необхідно виміряти вал, що перевіряється (рис. 4), в декількох перетинах та вибрати найбільший і найменший розміри. Різниця цих значень буде відхиленням від круглості. Відхиленням 3D-друку буде найбільший модуль різниці номінального діаметра друку і реального профілю. Результати вимірювання циліндричної поверхні занесені в табл. 3.

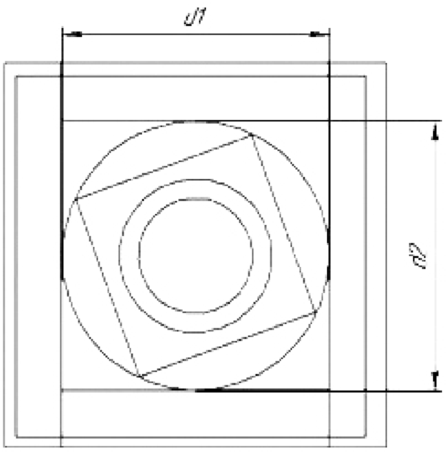


Рис.4. Схема вимірювання зовнішньої циліндричної поверхні

Таблиця 3 – Результати вимірювання циліндричної поверхні

Номінальний діаметр	Вимірювання циліндричної поверхні		Овальність деталі	Найбільше відхилення від номінального розміру
d_n, мм	d_1, мм	d_2, мм	$(d_1 - d_2)$, мм	$(d_n - d_2)$, мм
70	70,8	69,85	0,95	0,8

4. Площинність торцевої поверхні повернутого паралелепіпеда

Відхилення від площинності (прямолінійності) – найбільша відстань від точок реальної поверхні (профілю) до прилеглої площини (прямої) в межах нормованої ділянки. Окремими випадками відхилення від площинності і прямолінійності можуть бути опуклість і увігнутість.

Опуклість – відхилення від площинності (прямолінійності), при якому віддалення точок реальної поверхні (профілю) від прилеглої площини (прямої) зменшується від країв до середини.

Увігнутість – відхилення від площини (прямолінійності) при якому віддалення точок реальної поверхні (профілю) від прилеглої площини (прямої) збільшується від країв до середини.

4.1. Вимірювання площинності торцевої поверхні

Для вимірювання площинності торцевої поверхні деталь встановлюється базовою поверхнею на перевірочну плиту. В даному випадку це протилежна площина вимірюваного паралелепіпеда. Вимірювальний прилад являє собою індикаторну головку закріплену на стійці, яка встановлюється на перевірочну плиту. Вимірювання відбувається згідно зі схемою, представленною на рис. 5, на якій показані точки вимірювання і площини, що перевіряються. Результати вимірювання площинності торцевої поверхні повернутого паралелепіпеда занесені в табл. 4.

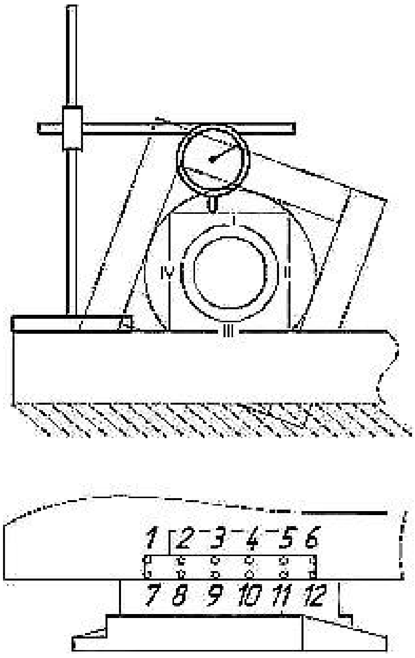


Рис. 5. Схема вимірювань площинності торцевої поверхні повернутого паралелепіпеда

Таблиці 4 – Результати вимірювання площинності торцевої поверхні повернутого паралелепіпеда

Вимірювальні точки	**Номери вимірюваних площин**			
	I	**II**	**III**	**IV**
	Вимірювання в мм			
1	0	0	0	0
2	0,06	0,03	0,03	-0,02
3	0,04	0,04	-0,01	-0,02
4	0,03	0	-0,07	0,02
5	0,1	0,01	0,1	0,1
6	0,1	-0,02	0	-0,02
7	0,08	-0,02	-0,02	-0,04
8	0,04	0	0	-0,1
9	0,04	-0,06	-0,08	-0,05
10	0,1	-0,07	-0,11	-0,12
11	-0,05	-0,08	-0,11	-0,12
12	-0,1	-0,11	-0,11	0

За результатами вимірювань були виявлені відхилення від прямолінійності в межах базової довжини по точках 1–6 і 7 –12 для кожної вимірюваної площини. Вимірювання відхилення від площинності проведено за схемами наведеними на рис. 6 – 9.

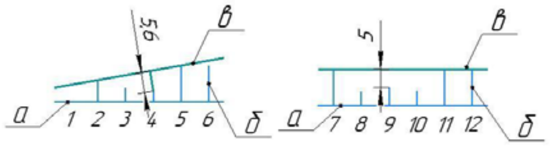


Рис. 6. Відхилення від прямолінійності для площини I

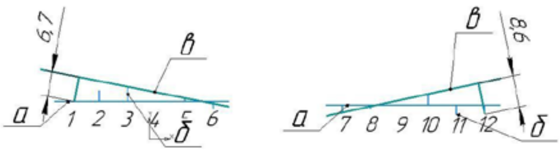


Рис. 7. Відхилення від прямолінійності для площини II

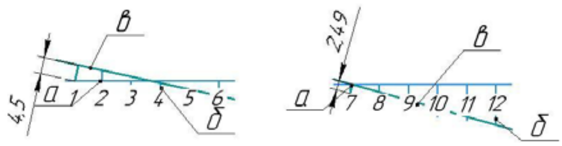


Рис. 8. Відхилення від прямолінійності для площини III

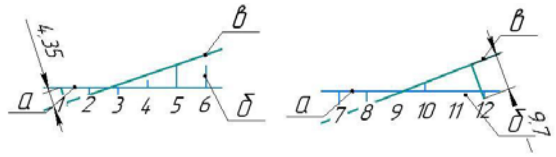


Рис. 9. Відхилення від прямолінійності для площини IV

4.2. Відхилення від паралельності торцевих поверхонь повернутого паралелепіпеда

Відхилення від паралельності представляє собою різницю найбільшої і найменшої відстаней між прилеглими площинами в межах нормованої ділянки. Площини, побудовані для сторін повернутого паралелепіпеда, в програмі для моделювання, переносяться в один робочій простір парами I і II, III і IV і розташовуються, так як на виробі. Причому відстань між площинами не має значення і може виставлятися «на око». Після чого вимірюється найбільша та найменша відстань між площинами і вираховується різниця.

Таблиця 5 містить результати вимірювання паралельності площини I і III.

Таблиця 6 містить результати вимірювання паралельності площини II і VI.

Таблиця 5 – Результати вимірювань відхилення від паралельності торцевих поверхонь I і III повернутого паралелепіпеда

Найбільша відстань між площинами, мм	Найменша відстань між площинами, мм	Різниця, мм
0,20	0,08	0,12

Таблиця 6 – Результати вимірювань відхилення від паралельності торцевих поверхонь II і IV повернутого паралелепіпеда

Найбільша відстань між площинами, мм	Найменша відстань між площинами, мм	Різниця, мм
0,09	0,02	0,07

4.3. Площинність торцевої поверхні зразка-виробу

Для вимірювання площинності торцевої поверхні, деталь встановлюється базовою поверхнею на перевірочну плиту, в даному випадку це «верх» деталі. Вимірювальний прилад являє собою індикаторну головку, закріплену на стійці, яка встановлюється на перевірочну плиту. Схема вимірювання площинності торцевої поверхні зразка-виробу представлена на рис. 10. Результати вимірювання представлені в таблиці табл. 7.

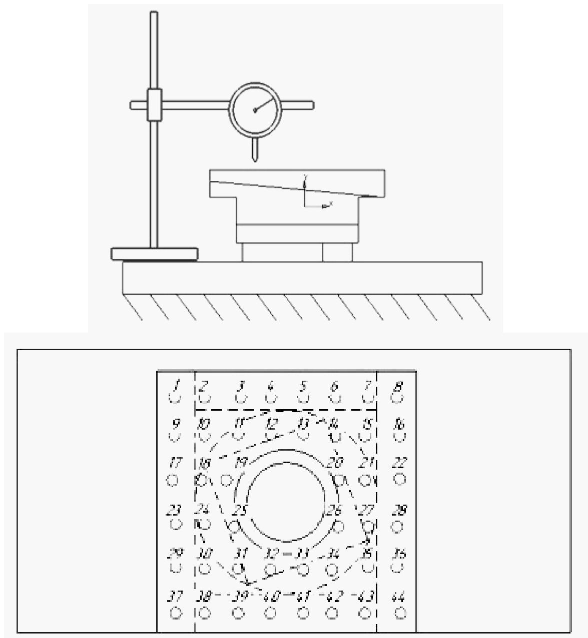


Рис. 10. Схема вимірювання паралельності торцевої поверхні повернутого паралелепіпеда

Таблиця 7 – Результати вимірювання паралельності торцевої поверхні повернутого паралелепіпеда

Вимірювання в точках в мм							
№1	**№2**	**№3**	**№4**	**№5**	**№6**	**№7**	**№8**
0,02	0,04	0,1	0,14	0,17	0,16	0,14	0,04
№9	**№10**	**№11**	**№12**	**№13**	**№14**	**№15**	**№16**
0	0,04	0,1	0,14	0,2	0,15	0,11	0, 8
Вимірювання в точках в мм							
№17	**№18**	**№19**			**№20**	**№21**	**№22**
-0,15	0, 4	0,14			0,15	0,1	0,1
№23	**№24**	**№25**			**№26**	**№27**	**№28**
-0,15	-0,1	0,05			0,1	0,11	0, 8
№29	**№30**	**№31**	**№32**	**№33**	**№34**	**№35**	**№36**
-0,1	0, 2	0,11	0,14	0,14	0,1	0,07	0,09
№37	**№38**	**№39**	**№40**	**№41**	**№42**	**№43**	**№44**
-0,11	-0,07	0	0,1	0,1	0,05	0,05	0,03

5. Висновки

Запропоновано методику оцінювання точності 3D-принтерів. Застосування цієї методики для дослідження точнісних характеристик як розробленого принтера, так і промислової моделі Tevo Tarantula, дозволило отримати кількісні результати похибок друку. Так, максимальне відхилення від базової площини до площини вимірів становить – 0,07 мм. Найбільше відхилення торцевих граней від перпендикулярності, розташованих по осях *X*, *Y*, у моделі, надрукованій на власноруч розробленому принтері, становить 0,1 мм. Найбільше відхилення торцевих граней, розташованих по осях *X*, *Y*, від перпендикулярності у моделі, надрукованій на Tevo, дорівнює 0,15 мм.

Таким чином, для оцінки точності 3D-принтерів рекомендовано використовувати комплексні перевірки згідно з ДСТУ ISO 230-2 2016 [1] та ISO 230-4:2022 [6]. Стандарт [1] дозволяє визначити точність і повторюваність позиціювання по всьому робочому об'єму 3D-принтерів за допомогою лазерного інтерферометра.

Впровадження єдиної методики дозволяє порівнювати характеристики принтерів різних виробників на основі кількісних параметрів що, безумовно, сприятиме подальшому розвитку адитивних технологій та їх застосуванню у промисловості. Це також надає можливість проводити обґрунтований вибір моделі принтера при оптимізації рішень багатьох конструкторських та технологічних задач.

Список літератури

1. ISO 230-2:2014 Test code for machine tools – Part 2: Determination of accuracy and repeatability of positioning of numerically controlled axes.
2. ISO/TR 230-9:2005 Test code for machine tools – Part 9: Estimation of measurement uncertainty for machine tool tests according to series.
3. Манжілевський О.Д., Іскович-Лотоцький Р.Д. Сучасні адитивні технології 3D друку. Особливості практичного застосування: навч. посібник. Вінниця : ВНТУ, 2021. 105 с. ISBN 978-966-641-824-4.
4. Galkin P., Golovkina L., Klyuchnyk I. Analysis of single-board computers for IoT and IIoT solutions in embedded control systems. 2018 International Scientific-Practical Conference Problems of Infocommunications. Science and Technology (PIC S&T), 2018/10/9, P. 297–302.
5. Klyuchnik I., Galkin P., Voropaeva V. Workshop: The TATU Lab & smart education. 2016 13th International Conference on Remote Engineering and Virtual Instrumentation (REV). 2016/2/24, P. 400–402.
6. ISO 230-4:2022 Test code for machine tools – Part 4: Circular tests for numerically controlled machine tools.

Надійшла (Received) 17.12.2024
Прийнята до друку (accepted for publication) 08.02.2025

Відомості про авторів / About the authors

Небрат В'ячеслав Валерійович – аспірант кафедри мікроелектроніки, електронних приладів та пристроїв, Харківський національний університет радіоелектроніки, e-mail: viacheslav.nebrat@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0009-0009-2384-3813

Nebrat Viacheslav Valeriiovych – PhD student of the Department Microelectronics, Electronic Devices and Devices, Kharkiv National University of Radio Electronics, e-mail: viacheslav.nebrat@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0009-0009-2384-3813

Ключник Ігор Іванович – професор кафедри проектування та експлуатації електронних апаратів, кандидат технічних наук, доцент, професор університету, Харківський національний університет радіоелектроніки, e-mail: ihor.kliuchnyk@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-9352-5716

Klyuchnyk Igor Ivanovych – professor of the Department of Electronic Devices Design and Operation, PhD, associate professor, professor of the University, Kharkiv National University of Radio Electronics, e-mail: ihor.kliuchnyk@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-9352-5716

Галкін Павло Вікторович – старший викладач кафедри проектування та експлуатації електронних апаратів, Харківський національний університет радіоелектроніки, e-mail: pavlo.halkin@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-0558-6448

Galkin Pavlo Viktorovych – Senior Lecturer of the Department of Electronic Devices Design and Operation, Kharkiv National University of Radio Electronics, e-mail: pavlo.halkin@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0002-0558-6448

Романчук Віталій Сергійович – асистент кафедри проектування та експлуатації електронних апаратів, e-mail: vitalii.romanchuk@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0001-7240-175X

Romanchuk Vitalii Serhiiovych – Assistant of the Department of Electronic Devices Design and Operation, Kharkiv National University of Radio Electronics, e-mail: vitalii.romanchuk@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0001-7240-175X

Ключник Ігор Ігорович – аспірант кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, Харківський національний університет радіоелектроніки, e-mail:ihor.kliuchnyk1@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0009-0000-3718-0584

Kliuchnyk Igor Igorovych – PhD student of the Department of Information and Measurement Technology, Kharkiv National University of Radio Electronics, e-mail: ihor.kliuchnyk1@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0009-0000-3718-0584

Manufacturing parts accuracy evaluation of using 3D printing technology

Nebrat V.V., Klyuchnyk I.Iv., Galkin P.V., Romanchuk V.S., Kliuchnyk I.Ig.

Abstract

The accuracy of a 3D printer was analyzed in accordance with ISO 230-2:2005. This standard provides norms and guidelines for testing, including the evaluation of the accuracy and repeatability of 3D printer axis positioning through direct incremental measurements of individual axes. The testing methods are applicable to both linear and rotational axes. These tests can be used for typical, acceptance, comparative, periodic accuracy confirmations, and accuracy adjustments of the 3D printer, among other purposes. The testing methodology involves repeated measurements at each position. Based on the conducted analysis, the relevant testing parameters were determined and calculated, with their errors assessed in accordance with ISO/TR 230-9. Parts were manufactured on a custom-developed 3D printer using the Tevo Tarantula model as a baseline. Subsequent control of the geometric dimensions of these parts allowed for an evaluation of the accuracy of products produced using 3D printing technology.

Key words: 3D printing, 3D printer, axis positioning measurement, deviation calculation, accuracy evaluation

ХАРКІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ РАДІОЕЛЕКТРОНІКИ

QUALITY ASSURANCE

ОЧНЕ БЕЗКОШТОВНЕ ОНЛАЙН НАВЧАННЯ

НОВА СПЕЦІАЛЬНІСТЬ

G6 - «ІНФОРМАЦІЙНО-ВИМІРЮВАЛЬНІ ТЕХНОЛОГІЇ»

ТИ ЗМОЖЕШ СТАТИ

Project Manager
Process Manager
Quality Manager
Quality Assurance
Quality Controller
Forensics Analyst
Metrology Engineer

БАКАЛАВРАТ

ОСВІТНЯ ПРОГРАМА
Якість продукції, процесів та програмного забезпечення

ТРИВАЛІСТЬ
3 роки 10 місяців

МАГІСТРАТУРА

ОСВІТНЯ ПРОГРАМА
Забезпечення якості

ТРИВАЛІСТЬ
1 рік 4 місяці

Підготовчі курси ХНУРЕ
https://nure.ua/branch/pidgotovche-viddilennya
додають при вступі на спеціальність G6 +10 балів

Кафедра інформаційно-вимірювальних технологій
Захаров Ігор Петрович

+380675783981

АЛФАВІТНИЙ ПОКАЖЧИК

Метрологія та прилади

Metrology and Instruments

Науково-практичний журнал
2025, № 1

ISSN 2307-2180 (print)
ISSN 2663-9564 (online)

Відповідальний за випуск *О. В. Дегтярьов*
Комп`ютерна верстка *К. І. Кохно*

Ідентифікатор медіа R30-04584 згідно з рішенням Національної ради України з питань телебачення і радіомовлення від 23.05.2024 № 1772

Підписано до друку 30.06.2025 Формат 60х84/8. Ум.-друк. арк. 14,75. Тираж 100 прим. Зам. 1216-24

Адреса редакції: Харківський Національний університет радіоелектроніки
Кафедра ІВТ, пр. Науки, 14, 61166, м. Харків, Україна, тел. + 38 (057) 702-13-31

Віддруковано з готових оригінал-макетів в ФО-П Єфименко С.А.