

Підвищення метрологічної автономності локальних систем вимірювань

Богдан Микійчук, к.т.н., асистент., Назар Сасовець, аспірант
Національний університет «Львівська політехніка», Україна,
e-mail: mykola.m.mykyichuk@lpnu.ua

Анотація

В сучасних процесах виробництва від рівня точності, правильності і своєчасності вимірювань і контролю технологічних параметрів залежить оперативність і правильність прийняття рішень щодо функціонування процесів, які мають безпосередній вплив на якість продукції, що виготовляється. Тому якість вимірювань у промисловості визначає рівень конкурентоздатності продукції [1, 2].

Якість вимірювань в значній мірі визначається ступенем забезпечення їх єдності як у державі в цілому, так і на окремому підприємстві. Єдність вимірювань досягається шляхом точного відтворення та зберігання еталонами встановлених одиниць фізичних величин, і передачі їх розмірів, а також забезпечення умов правильного зберігання цього розміру під час експлуатації засобів вимірювальної техніки (ЗВТ).

В умовах значного зношення еталонної бази, зростання цін на метрологічні послуги значно підвищується роль комплексу організаційно-технічних заходів з забезпечення певної метрологічної автономності окремих виробництв, що дозволить зменшити витрати на метрологічне забезпечення виробництва при забезпеченні необхідного рівня єдності, точності та вірогідності вимірювань. Тому, в умовах зростання конкурентної боротьби, задача забезпечення єдності вимірювань в промисловості є надзвичайно актуальною.

Метою робіт зі створення, вдосконалення та підтримання у працездатному стані системи відтворення одиниць фізичних величин та передачі їх розмірів ЗВТ промислового застосування є забезпечення метрологічної надійності ЗВТ. Тому при аналізі можливих шляхів підвищення метрологічної надійності ЗВТ необхідно шукати методи оптимізації системи відтворення, зберігання опорних одиниць фізичних величин (ФВ) та передачі їх розмірів промисловим ЗВТ [1].

Ключові слова

Єдність вимірювань, метрологічне забезпечення, метрологічна автономність, локальні системи вимірювання

1. Introduction

Один із проголошених в ISO 9000 принципів керування стосується процесного підходу. Процеси вимірювання треба розглядати як особливі процеси, спрямовані на забезпечення якості продукції організацією. Модель системи керування вимірюваннями, відповідно до стандарту [2], показано на рис. 1.

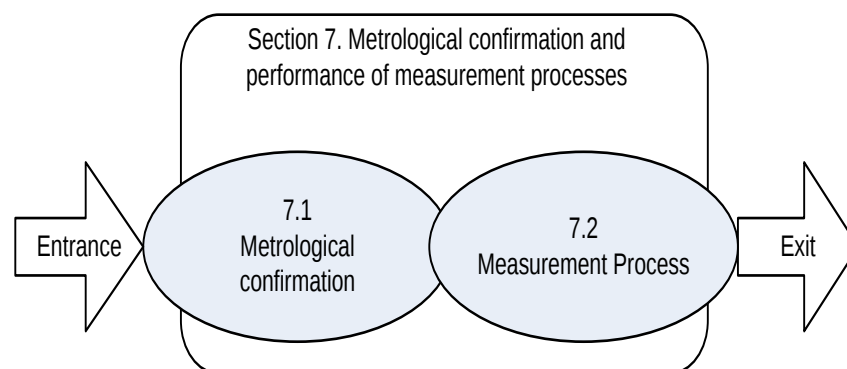


Рис. 1 Модель системи керування вимірюваннями.

Як видно з представленої моделі будь-який процес вимірювання містить дві взаємопов'язані складові частини:

- метрологічне підтвердження - сукупність операцій із забезпечення єдності вимірювань: відтворення, зберігання та передача одиниць фізичних величин, створення умов для забезпечення метрологічної справності ЗВТ;

- процес вимірювання - сукупність операцій з отримання інформації про значення фізичної величини: взаємодія з об'єктом вимірювання, вимірювальні перетворення вимірюваних сигналів до виду зручного для подальшого використання, опрацювання результатів вимірювань.

Згідно вимог [2] організації зобов'язані визначити рівень потрібних заходів контролю і встановити вимоги до системи керування вимірюванням, що їх мають застосовувати як частину їхньої загальної системи керування. Однак, якщо при організації процесів вимірювань в останні роки використовується багато інноваційних підходів (застосування інтелектуальних ЗВТ, створення ефективних систем передачі, зберігання та опрацювання вимірювальної інформації), то процедури метрологічного підтвердження, як правило базуються на застарілих традиційних способах метрологічного забезпечення (ієрархічна система передачі одиниці фізичної величини, встановлення однакових міжкалібрувальних інтервалів для однотипних ЗВТ, вилучення ЗВТ з технологічного процесу для підтвердження його метрологічної справності).

2. Недоліки

Існує багато класичних шляхів метрологічного підтвердження ЗВТ, які достатньо широко представлені в науковій і нормативній літературі та добре відомі фахівцям. В загальному, можна стверджувати, що традиційні шляхи метрологічного підтвердження ЗВТ мають наступні недоліки:

- по-перше, ЗВТ, що використовуються в технологічному процесі (ТП) працюють в специфічних умовах, які характерні для цього ТП, і як правило відмінні від умов метрологічних перевірок. Це викликає виникнення додаткових похибок ЗВТ від невідповідності умов підтвердження їх метрологічної справності та умов використання, які мають випадковий характер і часто не враховуються [3];

- по-друге, внаслідок того, що існує практика нормування похибок робочих еталонів (особливо нижчих розрядів) у виді допустимих границь, без поділу на систематичну та випадкову складові, то ймовірна ситуація передачі одному й тому ж ЗВТ значно «деформованого» розміру одиниці, зокрема при використанні різних еталонів під час періодичних метрологічних перевірок.

Тому важливо розглянути проблему забезпечення метрологічної відповідності ЗВТ промислового застосування під іншим кутом зору.

3. Мета

Метою даної статті є дослідження перспективності забезпечення єдності вимірювань шляхом впровадження методів підвищення метрологічної автономності систем вимірювань для різних галузей промисловості та науки.

4. Метод підвищення метрологічної автономності локальних систем вимірювання

В умовах сучасного масового виробництва, яке вимагає по-перше, підвищення точності управління технологічними режимами, а по-друге, зменшення втрат від невірогідності вимірювань, виникає необхідність оперативного підтвердження метрологічної відповідності ЗВТ під час міжкалібрувального інтервалу [4, 5]. Одним із перспективних шляхів оперативного підтвердження метрологічної відповідності ЗВТ є підвищення метрологічної автономності системи забезпечення єдності вимірювань виробництва, що сприятиме підвищенню вірогідності взаємопов'язаних результатів вимірювань, наприклад при контролі якості процесів виготовлення продукції.

Під метрологічною автономністю розуміється властивість, що полягає в здатності на протязі тривалого часу підтримувати необхідну точність промислових засобів вимірювань, без використання еталонів, що стоять на вищих ступенях передачі розміру одиниці фізичної величини. Використання властивості метрологічної автономності дозволить поряд із зменшенням витрат на процедури підтвердження метрологічної відповідності ЗВТ оптимізувати міжкалібрувальні інтервали.

В кожному ТП використовується достатньо незмінна сукупність ЗВТ, результати вимірювання яких використовуються, на протязі тривалого часу, для керування режимами ТП. Ця сукупність ЗВТ володіє певним рівнем метрологічних характеристик, які знаходяться в певному детермінованому зв'язку з технологічними параметрами, отже цю сукупність ЗВТ можна вважати локальною системою вимірювань (ЛСВ), яка характерна для нього ТП. Тому контроль знаходження похибок ЗВТ, що використовуються в певній ЛСВ, в заданих межах є необхідною умовою забезпечення керованості процесом, параметри якого вимірюють ці ЗВТ.

Для кожної локальної групи однотипних ЗВТ, враховуючи їх метрологічну одноманітність, в кожний момент часу t_i існує певний стан метрологічної справності, який і визначає рівень єдності вимірювань в ЛСВ. Відомо, що метрологічна надійність окремих екземплярів ЗВТ може істотно відрізнятися. Враховуючи, що для виконання вимірювань застосовуються конкретні екземпляри ЗВТ, то і достовірність результатів вимірювань визначатиметься індивідуальними метрологічними властивостями цих конкретних екземплярів ЗВТ, а не усередненими властивостями всієї сукупності ЗВТ цього типу. Тому використання усереднених характеристик метрологічної надійності при плануванні заходів із забезпечення єдності вимірювань приводить до зростання витрат на забезпечення необхідного рівня вірогідності вимірювань на виробництві [6].

На виробництві часто виникають ситуації, коли у момент часу між калібруваннями потрібно упевнитися у метрологічній відповідності ЗВТ, однак, неможливо вилучити їх з ТП для здійснення калібрування традиційними методами. Для вирішення цієї проблеми можна запропонувати створити автономний груповий еталон одиниці фізичної величини для обраної ЛСВ, з наявних у його складі ЗВТ та здійснювати оцінювання похибок окремих ЗВТ за результатами порівняння з максимально правдоподібною оцінкою значення цього групового еталону, яка отримується за результатами періодичних звірянь.

Для знаходження максимально правдоподібної оцінки значення одиниці ФВ, що зберігається автономним груповим еталоном (АГЕ), розглянемо наступну математичну модель вимірювань. Нехай у момент часу t_1 проведено калібрування ЗВТ, які входять до складу ЛСВ за еталоном із значенням X_0 , отримано ряд результатів вимірювань ЗВТ - $X_{1/1}, X_{2/1}, \dots, X_{i/1}, \dots, X_{n/1}$ та визначено похибки:

$$\Delta_{i/1} = X_{i/1} - X_0, i = \overline{1, n} \quad (1)$$

де $\Delta_{i/1}$ - похибка i -го ЗВТ зі складу ЛСВ у момент часу t_1 ; $X_{i/1}$ - показ i -го ЗВТ зі складу ЛСВ у момент часу t_1 ; X_0 - значення одиниці фізичної величини, що відтворюється робочим еталоном; n - кількість ЗВТ в складі ЛСВ.

В момент часу t_1 визначаємо оцінку значення фізичної величини та дисперсію групового еталону з виразів:

$$\begin{aligned} X_{E/1}^* &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \\ \sigma_{E/1}^2 &= \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_E)^2} \end{aligned} \quad (2)$$

де $X_{E/1}^*$ - оцінка значення фізичної величини групового еталону; $\sigma_{E/1}^2$ - дисперсія значення фізичної величини групового еталону.

Тоді в період метрологічної автономності ЛСВ - міжкалібрувальний період - для оцінки значення групового еталону необхідно знайти оцінку його похибки в момент часу t_2 . Допустимо, що у момент часу t_2 провели звірення ЗВТ за методом взаємних звірянь. При кількості ЗВТ, у складі еталону, рівному n , необхідно провести $n(n-1)/2$ звірень. З врахуванням (1) запишемо рівняння звірянь:

$$\begin{aligned} X_{1/2} - X_{2/2} &= \Delta_{1/2} - \Delta_{2/2} = \delta_{1-2/2} + \eta \\ X_{1/2} - X_{3/2} &= \Delta_{1/2} - \Delta_{3/2} = \delta_{1-3/2} + \eta \\ &\dots\dots\dots \\ X_i - X_j &= \Delta_{i/2} - \Delta_{j/2} = \delta_{i-j/2} + \eta \end{aligned} \quad (3)$$

де - $\Delta_{i,j}, X_{i,j}, i, j = \overline{1, n}$ - відповідно значення похибок і значень одиниці фізичної величини i, j -го ЗВТ у момент часу t_2 ; $\delta_{i-j/2}$ - результат звірення у момент часу t_2 ; η - гаусівські шуми звірянь.

Для мінімізації впливу мультиплікативних складових похибок окремих ЗВТ рекомендовано проводити їх звірення за сталою вхідною величиною значення якої вибирається в останній третині шкали ЗВТ, які звіряються. Це достатньо просто реалізувати, оскільки в ТП часто використовуються однотипні ЗВТ.

Необхідно зауважити, що АГЕ може бути сформований як з рівноточних, так і з різноточних засобів вимірювань. Для випадку нерівноточних вимірювань вводиться матриця вагових коефіцієнтів взаємних звірянь. Елементи цієї матриці (ваги відповідних звірянь) визначаються з виразу:

$$W_{ij} = \frac{\Delta_{dmin}}{\Delta_{di} \cdot \Delta_{dj}} \quad (4)$$

де Δ_{dmin} - основна допустима похибка найбільш точного ЗВТ в складі ЛСВ; Δ_{di}, Δ_{dj} - відповідно основні допустимі похибки i -го і j -го ЗВТ, що беруть участь у відповідному звірванні.

Тоді рівняння (3) з урахуванням відповідних ваг звірень $W_{ij}; i, j = \overline{1, n}$, у відповідності до (4), можна представити у виді:

$$\begin{aligned} (\Delta_2 - \Delta_1) \cdot W_{1(2)} &= \delta_{1(2)} \cdot W_{1(2)} \\ (\Delta_3 - \Delta_1) \cdot W_{1(3)} &= \delta_{1(3)} \cdot W_{1(3)} \\ &\dots\dots\dots \\ (\Delta_j - \Delta_i) \cdot W_{i(j)} &= \delta_{i(j)} \cdot W_{i(j)} \end{aligned} \quad (5)$$

Вважатимемо, що результати звірянь $\delta_{i-j/k}$ є незалежними випадковими величинами розподіленими за нормальним законом розподілу, можна прийняти, що вони групуються навколо певного значення $X_0(t_2)$ яке є близьким до X_0 .

Якість оцінювання значення $\bar{X}_{E/i}$ пов'язане із помилкою оцінювання $\varepsilon(X_{E/i}^*, X_0) = \bar{X}_{E/i} - X_0$. Ця помилка має випадковий характер і для баєсівського підходу її оптимальне значення досягається при мінімумі середніх втрат $R(\varepsilon) = R(X_{E/i}^*, X_0)$ до яких вона приводить. Втрати будуть мінімальними якщо при опрацюванні експериментальних даних $X_{1/1}, X_{2/1}, \dots, X_{i/1}, \dots, X_{n/1}$ визначити апостеріорну густину ймовірності $p(X_{E/i}^* / X_0)$ та вибрати оптимальну оцінку в точці максимуму $p(\bar{X}_{E/i} / X_0)$.

Пошук максимуму апостеріорної густини розподілу здійснимо наступним чином. Вважатимемо, що дійсне значення одиниці фізичної величини i -го ЗВТ в АГЕ - X_i розподілене за нормальним законом, тоді функція правдоподібності може бути представлена у виді [7]:

$$p(X_i / X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i} \exp\left\{-\frac{(X_i - X)^2}{2 \cdot \sigma_i^2}\right\} \quad (6)$$

де X - дійсне значення одиниці фізичної величини АГЕ; σ_i^2 - дисперсія X_i .

Оскільки похибки окремих ЗВТ зі складу АГЕ є незалежними величинами, то функція правдоподібності для групового еталону запишеться у вигляді:

$$p(X_1, X_2, \dots, X_n / X) = \prod_{i=1}^n \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i} \exp\left\{-\frac{(X_i - X)^2}{2 \cdot \sigma_i^2}\right\} \right] \quad (7)$$

За критерієм максимальної правдоподібності вираз для оптимальної оцінки значення одиниці фізичної величини АГЕ має вигляд [7]:

$$X^* = \arg \max [p(X_1, X_2, \dots, X_n / X)] \quad (8)$$

Тоді оцінку значення одиниці фізичної величини яка відтворюється автономним груповим еталоном можна знайти з виразу:

$$X_i^* = \frac{\sum_{i=1}^n X_i \cdot \prod_{\substack{j=1 \dots n \\ j \neq i}} \sigma_j^2}{\sum_{i=1}^n \prod_{\substack{j=1 \dots n \\ j \neq i}} \sigma_j^2} \quad (9)$$

Оптимальну оцінку значення одиниці ФВ за результатами визначення попередньої X_{i-1}^* та поточної X_i^* оцінок доцільно визначати із виразу:

$$\hat{X} = \frac{\sigma_{i-1}^2}{\sigma_{i-1}^2 + \sigma_i^2} \cdot X_{i-1}^* + \frac{\sigma_i^2}{\sigma_{i-1}^2 + \sigma_i^2} \cdot X_i^* \quad (10)$$

Запропонована формула дозволяє реалізувати алгоритм формування оптимальної оцінки значення ФВ, який пов'язує попередню оцінку значення одиниці ФВ із її поточним значенням, що дозволяє контролювати стабільність АГЕ для заданих умов.

Вважаючи, що значення похибки одиниць фізичних величин $\Delta_i, i = \overline{1, n}$, є марківськими, описуються нормальним законом розподілу завдання визначення міжкалібрувального інтервалу T_n для ЗВТ, що зберігають одиницю фізичної величини у складі групового еталону, вирішуватимемо на основі рівняння Фокера-Планка для випадкових процесів [7].

Пряме рівняння Колмогорова для n ЗВТ, із врахуванням [Error! Reference source not found.] запишемо в наступному вигляді:

$$\frac{\partial P(\Delta_1, \dots, \Delta_n, t)}{\partial t} = \frac{K_{2n}}{2} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 P(\Delta_1, \dots, \Delta_n, t)}{\partial \Delta_i^2} \quad (12)$$

де P - ймовірність попадання значень похибки фізичної величини в довірчий інтервал $(-\Delta_d; +\Delta_d)$; K_{2n} - коефіцієнт дифузії для групового еталону. Вирішенням цього рівняння є функція [8]:

$$P(\Delta_1, \dots, \Delta_n, t) = \prod_{i=1}^n \left[\frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi \cdot K_{2(i)} \cdot t}} \exp \left(-\frac{\Delta_i^2}{2 \cdot K_{2(i)} \cdot t} \right) \right] \quad (13)$$

де $K_{2(i)} = \sigma_i^2$ - коефіцієнт дифузії i -мого ЗВТ зі складу групового еталону.

При заданому довірчому інтервалі $(-\Delta_d; +\Delta_d)$ і довірчій ймовірності $P(-\Delta_d; +\Delta_d)$, вираз для ймовірності попадання значення випадкової величини в якийсь скінченний інтервал, можна записати:

$$P(-\Delta_d; +\Delta_d) = \int_{-\Delta_d}^{+\Delta_d} \frac{1}{\frac{2}{n} \sqrt{\pi \cdot K_{2n} \cdot T_n}} \exp \left(-\frac{1/2(n\Delta)^2}{2 \cdot K_{2n} \cdot T_n} \right) \cdot d\Delta \quad (14)$$

Шляхом заміни змінних, приводимо підінтегральний вираз у формулі (14) до виду функції помилок (функції Лапласа), значення якої наведені в стандартних таблицях:

$$P(-\Delta_d; +\Delta_d) = \Phi \left[\sqrt{\frac{n^2}{2K_{2n}T_n}} \cdot \Delta_d \right] \quad (15)$$

Загальне вирішення рівняння для визначення міжкалібрувального інтервалу T_n для n ЗВТ, що входять в склад групового еталону, в цьому випадку прийме вигляд:

$$T_n = \frac{n^2 \cdot \Delta_d^2}{2 \cdot [\Phi^{-1}(P(-\Delta_d; +\Delta_d))]^2 \cdot K_{2n}} \quad (16)$$

де $\Phi^{-1}(P(-\Delta_d; +\Delta_d))$ функція, зворотна до $\Phi(P(-\Delta_d; +\Delta_d))$

Вирішивши подібну задачу для одиничного ЗВТ, отримаємо вираз для міжкалібрувального інтервалу окремого ЗВТ зі складу АГЕ:

$$T_{(i)} = \frac{\Delta_{d(i)}^2}{[\Phi^{-1}(P(-\Delta_d; +\Delta_d))]^2 \cdot K_{2(i)}} \quad (17)$$

де $T_{(i)}$ - міжкалібрувальний інтервал даного ЗВТ.

Вираз для оцінки похибок Δ_i^* ЗВТ зі складу АГЕ прийме вигляд

$$\Delta_i^* = \sqrt{[\Phi^{-1}(P(-\Delta_d; +\Delta_d))]^2 \cdot K_{2(i)} \cdot t_1} \quad (18)$$

де t_1 - момент часу внутрішньогрупових звірянь АГЕ;

Вираз для визначення коефіцієнта дифузії i -ого ЗВТ зі складу АГЕ $K_{2(i)}$ має вид

$$K_{2(i)} = \frac{\Delta_{d(i)}^2}{[\Phi^{-1}(P(-\Delta_d; +\Delta_d))]^2 \cdot T_{(i)}} \quad (19)$$

Таким чином, визначимо оцінку сумарної похибки групового еталону

$$\Delta_{\Sigma}^* = \sum_{i=1}^n \Delta_i^* \quad (20)$$

З врахуванням (5) запишемо систему з n рівнянь в матричному вигляді

$$M \cdot \Delta^* = N \quad (21)$$

де Δ_i^* - оцінки основних похибок i -тих ЗВТ зі складу групового еталону $i = 1, n$.

Матрицю оцінок Δ^* похибок ЗВТ зі складу АГЕ знаходимо з рівняння:

$$\Delta^* = M^{-1} \cdot N \quad (22)$$

де M^{-1} - зворотна матриця коефіцієнтів системи (22).

Оцінку значення одиниці фізичної величини групового еталону за наслідками взаємних зв'язів отримаємо за критерієм максимальної правдоподібності.

Умову стабільності значення групового еталону можна визначити на основі G-критерію (критерію Кохрена):

$$G_P = \frac{\sigma^2 \{X_i^*\}_{max}}{\sum_{i=1}^N \sigma^2 \{X_i^*\}} \quad (23)$$

$$\text{де } \sigma^2 \{X_i^*\} = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (X_i^* - \bar{X})^2 - \text{дисперсія } i\text{-тої оцінки значення АГЕ; } \sigma^2 \{\hat{X}\} = \sum_{i=1}^N \sigma^2 \{X_i^*\} -$$

дисперсії зваженої оптимальної оцінки значення АГЕ для всіх попередніх зв'язів; m – кількість зв'язів в i -й момент часу; N – кількість процедур визначення оптимального значення АГЕ за весь час метрологічної автономності.

Задача оцінки стабільності значення АГЕ зводиться до перевірки гіпотези про однорідність дисперсій $\sigma^2 \{X_i^*\}$ та $\sigma^2 \{\hat{X}\}$. Для перевірки гіпотези H_0 про однорідність дисперсій $\sigma^2 \{X_i^*\}$ та $\sigma^2 \{\hat{X}\}$ знайдене значення G_P

порівнюється із критичним значенням G_{KP} , яке знаходиться із таблиці критичних значень G-критерію на перетині стовпця $f_{чис}=m-1$ та рядка $f_{нам}=N$ для заданого рівня статистичної значущості α . Якщо $G_P < G_{KP}$, то приймається гіпотеза про однорідність дисперсій, що є підтвердженням стабільності значення АГЕ.

Запропонований підхід до формування оптимальної оцінки значення ФВ АГЕ дозволяє встановити умови виявлення метрологічних відмов окремих ЗВТ. Умова метрологічної відмови i -го ЗВТ визначається із використанням критерію Фішера і полягає у перевірці гіпотези про рівність результату вимірювання j -го ЗВТ - $X_{j/i}^*$ для i -го зв'язу та оцінки значення АГЕ - X_i^* для i -го зв'язу:

$$H_0 : X_{j/i}^* = X_i^* \Leftrightarrow H_1 : X_{j/i}^* \neq X_i^* \text{ за вибраного рівня значущості:}$$

$$z = \frac{X_{j/i}^* - X_i^*}{\sqrt{\frac{\sigma^2 \{X_{j/i}^*\}}{n_1} + \frac{\sigma^2 \{X_i^*\}}{n_2}}} \quad (24)$$

де n_1, n_2 – об'єми вибірок про значення, відповідно, для j -го ЗВТ та i -го зв'язу при оцінці значення АГЕ - X_i^* .

Отримане значення z порівнюють із критичним значенням $Z_{KP} = Z_{1-\alpha/2}$ для обраної довірчої ймовірності.

Якщо $z > z_{KP}$, то приймається гіпотеза H_1 , та робиться висновок про метрологічну відмову j -го ЗВТ і здійснюється його калібрування.

Методика формування максимально правдоподібної оцінки значення одиниці фізичної величини автономного групового еталону за наслідками внутрішньогрупових зв'язів ЗВТ, які входять до його складу, зводиться до виконання послідовності наступних операцій:

- 1) за наслідками взаємних зв'язів записуємо систему лінійних рівнянь (3);
- 2) визначаємо вагові коефіцієнти взаємних зв'язів (4) і формуємо матрицю ваг;
- 3) записуємо вагові рівняння внутрішньогрупових зв'язів (5);
- 4) розраховуємо коефіцієнти дифузії для кожного ЗВТ, що входять до складу АГЕ (19);
- 5) розраховуємо оцінки похибок ЗВТ (18);
- 6) визначаємо оцінку сумарної похибки групового еталону по (20);
- 7) згідно матриці вагових коефіцієнтів (4) вибираємо $n-1$ лінійно незалежних рівнянь зв'язів, що містять похибки всіх ЗВТ, що входять до складу АГЕ, і записуємо систему з n рівнянь в матричному вигляді (21) з урахуванням оцінки сумарної похибки групового еталону;
- 8) знаходимо оцінки основних похибок одиниць фізичних величин ЗВТ зі складу групового еталону з рівняння (22);
- 9) максимально правдоподібну оцінку значення одиниці ФВ АГЕ за наслідками внутрішньогрупових зв'язів знаходимо з рівняння (9) та визначаємо зважену оцінку (10);
- 10) здійснюємо перевірку гіпотези про стабільність значення АГЕ за критерієм (23) та виконуємо перевірку гіпотези про метрологічну відмову (24) для кожного ЗВТ.

Висновки

Таким чином, поряд із підвищенням точності вимірювань запропонований метод підвищення метрологічної автономності локальних систем вимірювання дозволить зменшити метрологічну складову витрат на забезпечення якості продукції.

Підвищення точності промислових вимірювань можна досягнути використовуючи, використовуючи в ТП, більш точніші та надійніші ЗВТ. Однак, такий підхід вимагає додаткових витрат, що в умовах жорсткої конкурентної боротьби, як правило економічно недоцільно. Більш перспективним шляхом є впровадження системи оперативного контролю метрологічних характеристик ЗВТ, які використовуються в технологічних процесах. Запропонований підхід дозволить підвищити метрологічну відповідність промислових ЗВТ та зменшити затрати підприємств на метрологічне забезпечення їх ТП.

Конфлікт інтересів

Автори заявляють, що фінансових чи інших потенційних конфліктів щодо цієї роботи немає.

Список використаної літератури

- [1] B. Jeckelmann, R. Edelmaier. Metrological Infrastructure. Berlin, Boston: De Gruyter Oldenbourg; 2023. doi:10.1515/9783110715835
- [2] ДСТУ EN ISO 10012:2022 Measurement control systems. Requirements for measurement processes and measuring equipment (EN ISO 10012:2003, IDT; ISO 10012:2003, IDT): https://online.budstandart.com/ua/catalog/doc-page.html?id_doc=109991
- [3] Шнайдер Т., Хельвіг Н. та Шютце А. (2018). Monitoring industrial conditions with smart sensors using automated feature extraction and selection. Measurement Science and Technology, 29 (9), 094002. DOI: <https://doi.org/10.1088/1361-6501/aad1d4>
- [4] S. Yatsyshyn, R. Baitsar, S. Lazarenko, N. Lazarenko, R. Mastylo. METROLOGICAL RISKS AND STATE OF THE MONITORED OBJECTS, Міжвідомчий науково-технічний збірник «Вимірювальна техніка та метрологія», Volume 83, Iss.1, 2022; pp.17-23, <https://doi.org/10.23939/istcmtm2022.01.017>
- [5] С.Яцишин, С.Лазаренко, Н.Лазаренко. КАЛІБРУВАННЯ ДОЗИМЕТРИЧНИХ ЗАСОБІВ ІОНІЗУЮЧОГО ВИПРОМІНЕННЯ, Метрологія та прилади, №4 (84), 2020, С. 40-43. [https://doi.org/10.33955/2307-2180\(3\)2020,40-43](https://doi.org/10.33955/2307-2180(3)2020,40-43).
- [6] Oksana Honsor, Oleksandr Demidov. APPLICATION OF SERVERLESS SYSTEMS FOR PROCESSING METROLOGICAL METADATA IN IOT. Volume 85, no. 4, p.25-29 2024/ <https://doi.org/10.23939/istcmtm2024.04.025>
- [7] Probability theory and mathematical statistics: a textbook / A.V.Tyurin, A.Yu. Akhmerov – Odessa: «Odessa I.I. Mechnikov National University», 2020. - 138 p. <https://dspace.onu.edu.ua/server/api/core/bitstreams/473b48be-9885-49c7-9a66-19606f656eb5/content>
- [8] Shambhu N. Sharma and Hiren G. Patel (). The Fokker-Planck Equation, Stochastic Control, Chris Myers (Ed.), ISBN: 978-953-307-121-3, InTech, 2010, Available from: <http://www.intechopen.com/books/stochastic-control/the-fokker-planck-equation>.