

Міністерство освіти і науки України
Національний технічний університет України
«Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського»

Міністерство освіти і науки України
Національний технічний університет України
«Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського»

Кваліфікаційна наукова
праця на правах рукопису

Потоцький Ігор Олексійович

УДК 351.821

ДИСЕРТАЦІЯ

МЕТОДИ ВСТАНОВЛЕННЯ ІНТЕРВАЛІВ КАЛІБРУВАННЯ ЕТАЛОНІВ ТА ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАЛЬНОЇ ТЕХНІКИ

05.01.02 – стандартизація, сертифікація та метрологічне забезпечення

Подається на здобуття наукового ступеня кандидата технічних наук

Дисертація містить результати власних досліджень. Використання ідей, результатів і текстів інших авторів мають посилання на відповідне джерело

_____ І.О. Потоцький

Науковий керівник Володарський Євген Тимофійович, доктор технічних
наук, професор

Київ – 2020

АНОТАЦІЯ

Потоцький І.О. Методи встановлення інтервалів калібрування еталонів та засобів вимірювальної техніки. – Кваліфікаційна наукова праця на правах рукопису.

Дисертація на здобуття наукового ступеня кандидата технічних наук за спеціальністю 05.01.02 «Стандартизація, сертифікація та метрологічне забезпечення». – Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського» МОН України, Київ, 2020.

Робота полягає у розробленні методів визначення інтервалів між калібруваннями (міжкалібрувальних інтервалів) робочих еталонів та засобів вимірювальної техніки, які застосовуються у випробувальних та калібрувальних лабораторіях, спрямована на забезпечення метрологічної простежуваності, точності та достовірності результатів вимірювань. Наведено теоретичне та експериментальне обґрунтування розроблених методів.

Забезпечення єдності та метрологічної простежуваності результатів вимірювань стало ключовим компонентом довіри до експериментальних процедур, які базуються на результатах вимірювання. Важливим аспектом підтримки здатності лабораторії отримувати статистично надійні результати є визначення гранично допустимого часового інтервалу між двома калібруваннями робочих еталонів та засобів вимірювальної техніки. При цьому необхідно вирішити задачу забезпечення необхідної точності вимірювань під час їх використання та встановлення реального інтервалу між калібруваннями. Тому кожна випробувальна або калібрувальна лабораторія, яка прагне забезпечити довіру до результатів власних вимірювань, повинна встановити міжкалібрувальні інтервали для обладнання, що використовується, або ввести критерії для визначення необхідності калібрування.

У роботі проведено аналіз існуючих підходів до визначення міжкалібрувальних інтервалів засобів вимірювальної техніки, за результатами якого встановлено, що на сьогодні досить поширеною є практика застосування класичної теорії надійності для оцінювання метрологічної надійності засобів вимірювальної техніки, яка не враховує особливості та умови їх використання і є занадто узагальненою. Було встановлено, що методи, засновані на використанні контрольних діаграм, можуть давати вчасні сигнали щодо зміни метрологічних характеристик засобів вимірювальної техніки та необхідності проведення їх калібрування.

Наведено теоретичне обґрунтування доцільності спільного використання контрольних карт Шухарта середніх значень з нанесеними на них лініями експоненційно-зважених ковзних середніх. Зазначене дозволяє згладжувати випадкові «промахи» на контрольних картах, а також виявляти довготривалі, не помітні за класичного використання контрольних діаграм, зміщення (дрейф) метрологічних характеристик засобів вимірювальної техніки. На основі проведених досліджень було запропоновано новий комплексний метод виявлення дрейфу метрологічних характеристик засобів вимірювальної техніки.

У роботі досліджено можливість контролю відповідності метрологічних характеристик еталонів та засобів вимірювальної техніки встановленим нормам із застосуванням контрольних карт накопичених сум (CUSUM-карт). Показано принципи побудови цих карт, особливості виявлення моменту зміни метрологічних характеристик засобів вимірювальної техніки. Особливістю контрольних карт накопичених сум є те, що рішення стосовно відповідності метрологічних характеристик встановленим нормам приймається з урахуванням попередньої інформації, тобто ці карти відносяться до класу карт «з пам'яттю». Нанесені на CUSUM-карту точки не відповідають окремим результатам вимірювання або статистикам, вони відображають інформацію про усі отримані результати – від першого до останнього включно. Ця особливість дозволяє швидше

реагувати на ознаки розладу процесу, ніж при роботі з класичними картами Шухарта, де для аналізу використовуються вибіркові статистики, які є незалежними результатами контролю.

Розглянуто взаємозв'язок характеристик карт з встановленням помилок 1-го і 2-го роду при їх інтерпретації з використанням апарату перевірки гіпотез. Наведено теоретичне обґрунтування та підходи до застосування послідовного LQ (likelihood quotient) критерію при моніторингу стану засобу вимірювальної техніки, описано основні параметри, які впливають на прийняття рішення.

Також розглянуто метод графічної оцінки стану засобу вимірювальної техніки із застосуванням V-маски, який пов'язує із зворотно-направленим LQ-критерієм, якщо виявлено зміну метрологічних характеристик і потрібно встановити момент часу, коли саме це відбулось. При цьому дуже важливим є правильний підхід до побудови шаблону V-маски, оскільки окрім кута «розкриття» маски необхідно враховувати коефіцієнт масштабування.

Проведені дослідження показали, що, незважаючи на здатність CUSUM-карт виявляти навіть незначні зміни метрологічних характеристик засобів вимірювальної техніки, час отримання сигналів залежить від рівня статистичної значимості і може бути досить тривалим.

Проаналізувавши затримку сигналів на CUSUM-картах та недоліки, що їх спричиняють, було запропоновано новий метод ковзної регресії на CUSUM-карті. Метод заснований на порівнянні кута нахилу регресійної лінії, проведеної за кількома послідовними точками на карті, яка побудована з застосуванням еквівалентного прямого чисельного методу, з розрахунком гранично допустимим. Показано теоретично та доведено експериментально, що застосування методу ковзної регресії дозволяє зменшити час затримки сигналу про вихід метрологічних характеристик еталонів чи засобів вимірювальної техніки за встановлені границі.

Представлено новий підхід до контролю стану засобів вимірювальної техніки шляхом аналізу середньоквадратичного відхилення (далі – СКВ)

результатів спостережень, що відображає зменшення чутливості. Підхід заснований на ймовірнісному аналізі потрапляння СКВ отриманої вибірки в певні діапазони розподілу Пірсона. Введено поняття критичної послідовності точок, виникнення яких вказує на зміну чутливості з часом засобу вимірювальної техніки. У той же час, на відміну від класичного застосування карт Шухарта та CUSUM-карт, підхід дозволяє виявляти не тільки адитивне, але і мультиплікативне зміщення характеристик. Для цього розподіл Пірсона запропоновано розділити на елементарні інтервали за модою та медіаною. Проведено відповідні розрахунки та введено критерій ефективності, який вказує на доцільність застосування того чи іншого підходу.

На основі проведених розрахунків та досліджень запропоновано адаптивний алгоритм виявлення критичної послідовності СКВ-точок, який дозволяє контролювати стан робочих еталонів та засобів вимірювальної техніки, спираючись на отримані СКВ результатів вимірювань в контрольних точках.

Проведено експериментальну перевірку запропонованих методів, показано в якому випадку необхідно застосовувати той чи інший метод.

Результати роботи покладено в основу проекту стандарту підприємства щодо визначення міжкалібрувальних інтервалів обладнання, що використовується у лабораторіях Державного підприємства «Всеукраїнський державний науково-виробничий центр стандартизації, метрології, сертифікації та захисту прав споживачів» (ДП «Укрметртестстандарт»).

Ключові слова: калібрування, міжкалібрувальний інтервал, еталон, засіб вимірювальної техніки, контрольна карта, проміжне перевіряння, метрологічна простежуваність, критична послідовність точок, адаптивний алгоритм.

SUMMARY

Pototskiy I.O. Methods of establishing the calibration intervals for standards and measuring instruments. – Qualifying scientific work on the rights of the manuscript.

Dissertation for the degree of a candidate of technical sciences on the specialty 05.01.02 «Standardization, certification and metrological assurance». – National Technical University of Ukraine «Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute», Ministry of Education and Science of Ukraine, Kyiv, 2020.

The work is in developing methods for determining the intervals between calibration (recalibration intervals) of working standards and measuring instruments used in testing and calibration laboratories, aimed at ensuring metrological traceability, accuracy and reliability of measurement results. The theoretical and experimental substantiation of the developed methods is given.

Ensuring the unity and metrological traceability of measurement results has become a key component of confidence in experimental procedures based on measurement results. An important aspect of maintaining a laboratory's ability to obtain statistically reliable results is to determine the maximum allowable time interval between two calibrations of standards and measurement equipment. At the same time, it is necessary to solve the problem of ensuring the necessary accuracy of measurements during their use and to establish a real interval between calibrations. Therefore, each test or calibration laboratory that seeks to provide confidence in the results of its own measurements should set recalibration intervals for the equipment used or enter criteria to determine the need for calibration.

The analysis of existing approaches to the determination of the recalibration intervals of measuring equipment is carried out. According to the results, the practice of applying the classical reliability theory for estimation of metrological reliability of measuring equipment, which does not take into account the peculiarities and conditions of their use, is quite widespread and too generalized. It has been found that methods based on the use of control charts can give timely

signals about changes in metrological characteristics of measuring equipment and the need for their calibration.

Theoretical substantiation of expediency using the Shewhart control charts of the mean values with the lines of the exponentially weighted moving averages is given. This allows you to smooth out random «misses» on the control charts, as well as detect long-term, not noticeable for the classic use of control charts, shift (drift) of measuring equipment metrological characteristics. On the basis of the conducted researches a new complex method for detecting the drift of metrological characteristics of measuring equipment was proposed.

The possibility of controlling the conformity of metrological characteristics of standards and measuring instruments with the established normative values with the use of cumulative sum charts (CUSUM-charts) is investigated in the work. The principles of construction of these charts, the features of detecting the moment of change in the metrological characteristics of measuring equipment are shown. The peculiarity of the cumulative sum charts is that, the decision on compliance of metrological characteristics with the established norms is made taking into account the previous information, that is, these charts belong to the class of charts with memory. The points plotted on the CUSUM-charts do not correspond to individual measurement results or statistics, they display information about all the results obtained, from first to last, inclusive. This feature allows you to respond more quickly to signs of a process disorder than when working with classic Shewhart charts, where sample statistics that are independent control results are used for analysis.

The correlation of the characteristics of charts with the establishment of errors of the 1st and 2nd kind when interpreting them using the hypothesis testing apparatus is considered. The theoretical substantiation and approaches to the application of a consistent LQ (likelihood quotient) criterion in monitoring the condition of a measuring equipment are described, the main parameters that influence decision making are described.

The method of graphical estimation of the measuring equipment condition with the use of a V-mask, which is associated with the reversed LQ criterion, is also considered, if a change of metrological characteristics is found and it is necessary to set the moment of time when it happened. At the same time, the right approach to constructing a V-mask pattern is very important, since in addition to the angle of «opening» of the mask, the scaling factor must be taken into account.

Conducted research have shown that, despite the ability of CUSUM-charts to detect even minor changes in metrological characteristics of measuring equipment, the time of receiving signals depends on the level of statistical significance and can be quite long.

After analyzing the causes of delayed signals on CUSUM-charts and the disadvantages that cause them, a new method of sliding regression on the CUSUM-charts was proposed. The method is based on a comparison of the slope angle of a regression line drawn at several consecutive points on a map, which is constructed using the equivalent straight numerical method, with the calculated maximum allowable. It is shown theoretically and proven experimentally that the use of the sliding regression method allows to reduce the delay time of the signal output of metrological characteristics of standards or measuring equipment beyond the established limits.

A new approach to the control of the state of measurement equipment by analyzing the standard deviation of the results of observations is presented, which reflects a decrease in sensitivity. The approach is based on a probabilistic analysis of the standard deviation entry of the resulting sample into certain Pearson distribution ranges. The concept of critical sequence of points is introduced, the occurrence of which indicates the change of sensitivity over time of the measuring equipment. At the same time, in contrast to the classic use of Shewhart charts and CUSUM-charts, the approach allows to detect not only additive but also multiplicative displacement of characteristics. For this purpose, it is proposed to divide Pearson's distribution into elementary intervals by mode and median.

Appropriate calculations have been made and a performance criterion has been introduced that indicates the feasibility of applying an approach.

Based on the performed calculations and researches, an adaptive algorithm for the detection of the critical sequence of standard deviation points is proposed, which allows to control the status of working standards and measuring equipment, based on the obtained standard deviation of measurement results at control points.

Experimental verification of the proposed methods was carried out, in which case it is necessary to apply one or another method.

The results of the work are the basis of the draft enterprise standard for determining the recalibration intervals of equipment used in the laboratories of the State Enterprise «All-Ukrainian State Research and Production Center for Standardization, Metrology, Certification and Consumers Rights Protection» (SE «Ukrmetrteststandart»).

Keywords: calibration, recalibration interval, standard, measuring instrument, control chart, intermediate check, metrological traceability, critical sequence of points, adaptive algorithm.

Список публікацій здобувача:

1. Володарський Є.Т. Розробка методів визначення необхідності проведення повторних калібрувань еталонів та засобів вимірювальної техніки / Є.Т. Володарський, І.О. Потоцький // Метрологія та прилади, 2017. – № 5-І (67). – С. 62-67.
2. Кузьменко Ю.В. Калібрування засобів вимірювальної техніки відповідно до вимог Закону України «Про метрологію та метрологічну діяльність» та його значення для отримання зіставних та простежуваних результатів вимірювання, їх міжнародного визнання / Ю.В. Кузьменко, Є.Т. Черепков, І.О. Потоцький, Л.Ю. Несвідоміна, Н.В. Мілковська // Метрологія і прилади, 2017. – № 5, С. 3-12.
3. Потоцький І.О. Новий підхід щодо визначення необхідності проведення калібрування вимірювального обладнання / І.О. Потоцький // Вимірювальна техніка та метрологія, 2018. – № 2 (79). – С. 60-63
4. Володарський Є.Т. Забезпечення метрологічної надійності вимірювань / Є.Т. Володарський, І.О. Потоцький // Вимірювальна техніка та метрологія, 2019. – № 3 (80). – С. 5-9.
5. Володарский Е.Т. Особенности, возможности и применение контрольных карт накопленных сумм. Часть 1. Метод графической оценки разлаженности технологического процесса / Е.Т. Володарский, Л.А. Кошечая, И.А. Потоцкий // Метрологія і прилади, 2019. – № 4, С. 24-30.
6. Володарский Е.Т. Особенности, возможности и применение контрольных карт накопленных сумм. Часть 2. Численный метод оценки разлаженности технологического процесса / Е.Т. Володарский, Л.А. Кошечая, И.А. Потоцкий // Метрологія і прилади, 2019. – № 5, С. 3-7.
7. Volodarsky E.T. Theoretical substantiation and application of CUSUM-charts / E.T. Volodarsky, I.O. Pototskiy // Proceedings of 2019 IEEE 8th International Conference on Advanced Optoelectronics and Lasers CAOL*2019. – 6 – 8 September, 2019, Sozopol, Bulgaria. – p. 636-639.

8. Потоцький І.О. Новий підхід щодо визначення необхідності проведення калібрування вимірювального обладнання / І.О. Потоцький // Тези доповідей IV Всеукраїнської науково-технічної конференції молодих вчених у царині метрології «Technical Using of Measurement – 2018» (TUM-2018), м. Славське, 13 – 18 лютого 2018 року. – С. 28-30.

9. Потоцький І.О. Розробка методу встановлення міжкалібрувальних інтервалів вимірювального обладнання / І.О. Потоцький // Тези доповідей V Всеукраїнської науково-технічної конференції молодих вчених у царині метрології «Technical Using of Measurement – 2019» (TUM-2019), м. Славське, 29 січня – 2 лютого 2019 року. – С. 69-71.

10. Потоцький І.О. Міжкалібрувальні інтервали засобів вимірювальної техніки / І.О. Потоцький // Тези доповідей XVIII Міжнародної науково-технічної конференції “ПРИЛАДОБУДУВАННЯ: стан і перспективи”, КПІ ім. Ігоря Сікорського, м. Київ, Україна, 15-16 травня 2019 року. – С. 202-203.

11. Потоцький І.О. Метод встановлення міжкалібрувальних інтервалів засобів вимірювальної техніки / І.О. Потоцький // Тези доповідей V Міжнародної наукової конференції «Вимірювання, контроль та діагностика в технічних системах» (ВКДТС-2019), м. Вінниця, 29 – 31 жовтня 2019 року. – С. 14-16.

12. Кузьменко Ю.В. Межповерочные интервалы средств измерительной техники / Ю.В. Кузьменко, И.А. Потоцкий // Доклад на Семинаре КООМЕТ "Установление межповерочных интервалов в сфере законодательной метрологии", г. Киев, 11 сентября 2019 года (https://www.coomet.net/fileadmin/user_files/DOCUMENTS/TC_documents/TC_2/Meetings/19-2019/Seminar_Presentation.zip).

ЗМІСТ

ВСТУП.....	15
РОЗДІЛ 1 ПІДХОДИ ДО ВСТАНОВЛЕННЯ МІЖКАЛІБРУВАЛЬНИХ ІНТЕРВАЛІВ.....	22
1.1 Періодичне калібрування – необхідна умова забезпечення метрологічної простежуваності.....	22
1.2 Огляд запропонованих методів встановлення міжкалібрувальних інтервалів.....	26
1.2.1 Рекомендації щодо визначення міжкалібрувальних інтервалів згідно з ДСТУ ІЛАС-G 24/OIML D 10.....	26
1.2.1.1 Автоматичне регулювання або «сходи» (за календарем).....	27
1.2.1.2 Контрольна карта (за календарем).....	28
1.2.1.3 Експлуатаційний час.....	29
1.2.1.4 Перевірка в експлуатації чи тестування «чорним ящиком»...	30
1.2.1.5 Порівняння методів.....	30
1.2.2 Розрахунок міжкалібрувальних інтервалів згідно з ДСТУ-Н РМГ 74.....	32
1.2.3 Розрахунок міжкалібрувальних інтервалів у лабораторіях Публічного акціонерного товариства «ФЕД».....	34
1.2.4 Метод, заснований на розрахунку економічних затрат на експлуатацію ЗВТ.....	36
1.2.5 Метод прогнозування часу збереження метрологічної справності та оцінювання міжкалібрувальних інтервалів ЗВТ.....	37
1.2.6 Метод встановлення міжкалібрувальних інтервалів, заснований на регресійному аналізі.....	38
1.3 Формулювання мети та задач дослідження.....	41
Висновки за розділом 1.....	42
Список використаних джерел.....	42
РОЗДІЛ 2 ЗАСТОСУВАННЯ КОНТРОЛЬНИХ КАРТ ДЛЯ ВСТАНОВЛЕННЯ ІНТЕРВАЛІВ МІЖ КАЛІБРУВАННЯМИ.....	46

2.1 Контрольні карти Шухарта.....	46
2.1.1 Загальні поняття.....	46
2.1.2 Карти середніх значень і розмахів або вибірових середньоквадратичних відхилень.....	48
2.1.3 Контрольна карта індивідуальних значень і контрольна карта ковзних розмахів.....	51
2.1.4 Карти медіан і розмахів.....	52
2.1.5 Правила прийняття рішень за контрольними картами Шухарта...	53
2.2 Розроблення комплексного методу виявлення дрейфу метрологічних характеристик еталонів та засобів вимірювальної техніки.....	55
2.3 Контрольні карти кумулятивних сум (CUSUM-карти).....	61
2.3.1 Загальні поняття.....	61
2.3.2 Теоретичні аспекти побудови CUSUM-карт.....	64
2.3.3 Застосування послідовного LQ-критерію для моніторингу процесу.....	69
2.3.4 Графічне оцінювання CUSUM-карт з використанням V-маски....	72
2.3.5 Чисельний метод оцінювання CUSUM-карт із застосуванням схеми інтервалів прийняття рішень.....	80
2.4 Розроблення методу ковзної регресії на CUSUM-карті.....	87
Висновки за розділом 2.....	93
Список використаних джерел.....	94
РОЗДІЛ 3 НОВИЙ СТАТИСТИЧНИЙ ПІДХІД ДО ВИЯВЛЕННЯ ЗМІНИ ЧУТЛИВОСТІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ПЕРЕТВОРЕННЯ ЗВТ.....	97
3.1 Теоретичне обґрунтування використання розподілу Пірсона для контролю СКВ еталонів та ЗВТ.....	98
3.2 Метод СКВ-точок з опорною величиною – мода.....	100
3.3 Метод СКВ-точок з опорною величиною – медіана.....	113
3.4 Адаптивний алгоритм виявлення критичної послідовності СКВ- точок.....	120
Висновки за розділом 3.....	123

Список використаних джерел.....	124
РОЗДІЛ 4 ПРАКТИЧНЕ ЗАСТОСУВАННЯ РОЗРОБЛЕНИХ МЕТОДІВ.	126
4.1 Проміжні перевіряння калібратора напруги типу Н4-19.....	126
4.2 Проміжні перевіряння вольтметра типу Keithley 2700.....	137
Висновки за розділом 4.....	141
ВИСНОВКИ.....	142
Додаток А.....	144
Додаток Б.....	146

ВСТУП

Актуальність теми. Набуття чинності з 1 січня 2016 року нової редакції Закону України «Про метрологію та метрологічну діяльність» та перехід до калібрування засобів вимірювальної техніки відповідно до міжнародних нормативних документів з метрології стали черговим значним кроком на шляху інтеграції України у європейський та світовий економічний простір, оскільки дали можливість забезпечувати метрологічно простежуванні, зіставні та визнані результати вимірювань і випробувань, проведених в Україні.

Спільний документ Міжнародної кооперації з акредитації лабораторій ILAC та Міжнародної організації законодавчої метрології OIML, прийнятий як національний стандарт ДСТУ ILAC-G24/OIML D 10 наголошує на тому, що важливим аспектом підтримання спроможності лабораторії отримувати простежуванні та надійні результати вимірювань є визначення максимально допустимого періоду часу, який має пройти між двома калібруваннями засобу вимірювальної техніки.

Крім того, документ містить норму, яка говорить про те, що не розглядають як достатньо надійну так звану «інженерну інтуїцію», за допомогою якої визначають міжкалібрувальні інтервали, та систему, що підтримує фіксовані інтервали без коригування. Така норма спонукає випробувальні та калібрувальні лабораторії розробляти критерії, які дозволяли б змінювати, з урахуванням умов експлуатації, міжкалібрувальні інтервали засобів вимірювальної техніки, або якимось чином документально обґрунтовувати їх незмінність.

У загальному випадку, рекомендовані міжкалібрувальні інтервали встановлюються для типу засобу вимірювальної техніки його виробником. При цьому не враховуються умови використання конкретного засобу вимірювальної техніки і можлива зміна його метрологічних характеристик з

часом. Крім того, на сьогодні, є значний парк засобів вимірювальної техніки, термін експлуатації яких, згідно з документацією виробника, вичерпано, але вони продовжують успішно використовуватись у лабораторіях.

Враховуючи зазначені вище вимоги, особливої актуальності набуває питання створення методів та алгоритмів, які надають можливість документально обґрунтовувати міжкалібрувальні інтервали засобів вимірювальної техніки, які використовуються у лабораторіях.

Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами. Робота виконана на кафедрі автоматизації експериментальних досліджень Національного технічного університету України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського» відповідно до основних положень Концепції державної політики у сфері управління якістю продукції, процесами та послугами, затвердженої розпорядженням Кабінету Міністрів України від 17.08.2002 № 447-р, та у рамках ініціативної науково-дослідної роботи «Застосування статистичних методів при оцінюванні відповідності» (державний реєстраційний номер 0119U000411).

Мета та завдання дисертаційної роботи – створення та розвинення методів, які дозволять фахівцям випробувальних та калібрувальних лабораторій встановлювати, за результатами моніторингу метрологічних характеристик, міжкалібрувальні інтервали еталонів та засобів вимірювальної техніки.

Для досягнення цієї мети поставлено такі основні завдання:

- проаналізувати можливість використання статистичних контрольних карт для встановлення міжкалібрувальних інтервалів з урахуванням умов експлуатації еталонів та засобів вимірювальної техніки;

- провести аналіз чутливості контрольних карт до зміщення характеристики перетворення засобів вимірювальної техніки, а також час затримки виявлення виходу метрологічних характеристик засобів вимірювальної техніки за нормовані границі;

- проаналізувати ефективність комплексного застосування контрольних карт Шухарта та ковзних середніх;
- проаналізувати чутливість до зміщення контрольних карт накопичувальних сум (CUSUM-карт), розробити метод оперативного виявлення зміщення характеристики перетворення засобу вимірювальної техніки;
- дослідити можливість використання розподілу середньоквадратичного відхилення результатів у контрольних точках для виявлення зміни метрологічних характеристик засобів вимірювальної техніки;
- використовуючи експериментальні дані, провести порівняльний аналіз і оцінити ефективність запропонованих методів.

Об’єкт дослідження – процес забезпечення простежуваності результатів вимірювання.

Предмет дослідження – методи та алгоритми визначення міжкалібрувальних інтервалів засобів вимірювальної техніки під час їх експлуатації у випробувальних та калібрувальних лабораторіях.

Методи дослідження. Дослідження чутливості контрольних карт до виявлення зміщення середнього значення вимірюваної величини було проведено із застосуванням методів математичного аналізу та перевірки статистичних гіпотез; аналіз впливу отриманих значень середньоквадратичного відхилення результатів вимірювань на прийняття рішення щодо зміни метрологічних характеристик засобу вимірювальної техніки – за допомогою статистичного аналізу та з використанням теорії ймовірностей. Статистичне оброблення інформації та математичні розрахунки проведено за допомогою програмного продукту MS Excel.

Наукова новизна отриманих результатів полягає у теоретичному обґрунтуванні та подальшому розвитку методів встановлення

міжкалібрувальних інтервалів еталонів та засобів вимірювальної техніки з урахування умов їх експлуатації, а саме:

- удосконалено контрольні карти Шухарта середніх значень шляхом комплексного їх використання із введеним додатково ковзним середнім, що дозволяє згладжувати випадкові "промахи" на карті та виявляти дрейф характеристик засобів вимірювальної техніки;

- вперше запропоновано метод ковзної регресії, який на основі контрольних карт накопичувальних сум (CUSUM-карт) дозволяє, на відміну від існуючих підходів, виявити зміщення характеристики засобу вимірювальної техніки на початковому етапі;

- вперше використано ймовірність попадання вибіркового середньоквадратичного відхилення у елементарні інтервали генерального розподілу, що дозволяє, на відміну від використання середнього у контрольних точках, оперативно виявляти зміну характеристики перетворення засобів вимірювальної техніки;

- вперше запропоновано метод виявлення критичної послідовності СКВ-точок, який, на відміну від існуючих, дозволяє реалізувати покрокове адаптивне виявлення зміни чутливості характеристики перетворення засобу вимірювальної техніки.

Практичне значення отриманих результатів полягає у тому, що їх впровадження у лабораторіях дозволяє:

- обґрунтовано, відповідно до вимог національних та міжнародних нормативних документів, встановлювати міжкалібрувальні інтервали засобів вимірювальної техніки;

- уникнути прийняття неправильних рішень, пов'язаних з невчасним виявленням змін метрологічних характеристик засобів вимірювальної техніки при проведенні моніторингу і, як наслідок, економічних або репутаційних втрат лабораторій;

- оптимізувати витрати лабораторії, своєчасно подаючи еталони та засоби вимірювальної техніки на калібрування;
- обґрунтовано використовувати засоби вимірювальної техніки, термін експлуатації яких, відповідно до документації підприємства-виробника, вже минув.

Наукові положення дисертації покладено в основу проекту стандарту підприємства щодо визначення міжкалібрувальних інтервалів обладнання, що використовується у лабораторіях Державного підприємства «Всеукраїнський державний науково-виробничий центр стандартизації, метрології, сертифікації та захисту прав споживачів» (ДП «Укрметртестстандарт»). Результати досліджень впроваджено у навчальний процес кафедри автоматизації експериментальних досліджень Національного технічного університету України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського».

Розроблені методи можуть бути впроваджені у випробувальних та калібрувальних лабораторіях для обґрунтованого встановлення міжкалібрувальних інтервалів еталонів та засобів вимірювальної техніки. Зазначене, своєю чергою, дозволить зменшити втрати від використання недостовірних результатів вимірювань у лабораторіях, полегшить процедуру проходження їх внутрішніх та зовнішніх аудитів і, як наслідок, сприятиме зростанню рівня довіри до результатів виконаних робіт.

Крім того, у випадку використання засобів вимірювальної техніки, метрологічні характеристики яких залишаються у межах встановлених норм, впровадження розроблених методів дозволить надавати їх на калібрування рідше і саме тоді, коли це потрібно, що дасть змогу лабораторії економити власні кошти та час.

Особистий внесок здобувача. Постановка завдань досліджень, розробка методів, підходів до її вирішення та обговорення одержаних результатів здійснювались спільно з науковим керівником. Роботи [3, 8-11]

написані автором самостійно. В роботах, опублікованих у співавторстві, дисертанту належать: [1] – побудова та дослідження чутливості та здатності згладжувати випадкові «промахи» із застосуванням контрольних карт Шухарта спільно з нанесеними на них лініями ковзних середніх; [2] – аналіз міжнародних нормативних документів щодо забезпечення метрологічної простежуваності та надання практичних пропозиції щодо їх реалізації; [4] – введено поняття критичної послідовності точок та досліджено ймовірності їх виникнення; [5] – проаналізовано застосування V-маски для виявлення розладнання процесу на контрольній карті накопичувальних сум; [6] – розглянуто можливості автоматизації чисельного методу із застосуванням контрольних карт накопичувальних сум, проведено порівняння із методом V-маски; [7] – досліджено можливість встановлення наявності втрати процесом статистичної керованості із застосуванням прямого методу та перевірки гіпотез; [12] – проаналізовано підходи до встановлення та встановлення міжповірочних інтервалів законодавчо регульованих засобів вимірювальної техніки.

Апробація дисертації. Основні теоретичні та практичні результати дисертаційної роботи були оприлюднені, обговорені та схвалені на шести міжнародних та всеукраїнських науково-технічних та науково-практичних конференціях, зокрема: «8th International Conference on Advanced Optoelectronics and Lasers CAOL*2019», (Sozopol, Bulgaria, 2019); IV, V Всеукраїнських науково-технічних конференцій молодих вчених у царині метрології «Technical Using of Measurement» (Славське, 2018, 2019); XVIII Міжнародній науково-технічній конференції «ПРИЛАДОБУДУВАННЯ: стан і перспективи», (Київ, 2019); V Міжнародній науковій конференції «Вимірювання, контроль та діагностика в технічних системах», (Вінниця, 2019); семінарі КООМЕТ "Установление межповерочных интервалов в сфере законодательной метрологии", (Київ, 2019).

Публікації. За результатами досліджень опубліковано 12 наукових праць, у тому числі: 6 – у наукових фахових виданнях України, з яких 6 входять до міжнародної наукометричної бази Index Copernicus; 6 – тези доповідей в збірниках конференцій, з них 1 – у закордонних (Proceedings).

Структура та обсяг дисертації. Робота складається із вступу, чотирьох розділів, висновків, списку використаних джерел (58 найменувань) та 2 додатків. Загальний обсяг роботи складає 147 сторінок, з яких 143 сторінки основного тексту, 43 рисунки, 12 таблиць.

РОЗДІЛ 1

ПІДХОДИ ДО ВСТАНОВЛЕННЯ МІЖКАЛІБРУВАЛЬНИХ ІНТЕРВАЛІВ

1.1 Періодичне калібрування – необхідна умова забезпечення метрологічної простежуваності

Враховуючи процеси глобалізації та впровадження міжнародно прийнятої системи технічного регулювання в Україні, питанню вчасного проведення повторних калібрувань еталонів та засобів вимірювальної техніки (далі – ЗВТ) приділяють все більше уваги як вітчизняні, так і закордонні автори та науковці.

Набуття чинності з 1 січня 2016 року нової редакції Закону України «Про метрологію та метрологічну діяльність» [1] та перехід до калібрування еталонів та ЗВТ відповідно до визначення, наведеного у [2], стало черговим значним кроком на шляху інтеграції України у європейський та світовий економічний простір, оскільки дало можливість отримувати простежувані, зіставні та визнані результати вимірювань і випробувань. Втім, необхідність проведення калібрування у новому сенсі призвела до виникнення значної кількості питань у фахівців-метрологів.

Якщо раніше калібрування можна було співставити як процедурно, так і за змістом з «відомчою повіркою», то тепер калібрування є сукупністю операцій, за допомогою яких за заданих умов на першому етапі встановлюється співвідношення між значеннями величини, що забезпечуються еталонами з притаманними їм невизначеностями вимірювань, та відповідними показами з пов'язаними з ними невизначеностями вимірювань, а на другому етапі ця інформація використовується для встановлення співвідношення для отримання

результату вимірювання з показу [1]. Крім того, якщо раніше усі ЗВТ, які застосовувались у сфері державного метрологічного контролю і нагляду, підлягали обов'язковій повірці із встановленим міжповірочним інтервалом, то тепер повірці підлягають лише 80 категорій законодавчо регульованих ЗВТ [3]. Усі інші ЗВТ та обладнання з вимірювальними функціями, що застосовуються у лабораторіях або на виробництвах підлягають калібруванню. Власники (користувачі) ЗВТ самостійно визначають коли і до якої калібрувальної лабораторії подавати їх на калібрування і несуть відповідальність за результати використання результатів вимірювань цими ЗВТ. У лабораторії повинна бути впроваджена програма калібрування [4], яка дозволить змінювати міжкалібрувальні інтервали еталонів та ЗВТ, що застосовується, або ж обґрунтувати незмінність періодів між калібруваннями того чи іншого приладу.

Забезпечення простежуваності результатів вимірювання є ключовою складовою, необхідною для забезпечення довіри ринку до результатів калібрувань, випробувань чи вимірювань [5]. Встановлено шість складових метрологічної простежуваності [2], а саме:

- неперервний ланцюг калібрувань;
- невизначеність вимірювання;
- задокументований метод вимірювання;
- оцінена технічна компетентність;
- метрологічна простежуваність до одиниць міжнародної системи SI;
- міжкалібрувальні інтервали.

Перші п'ять складових метрологічної простежуваності є зрозумілими і, на думку автора, не потребують детальних роз'яснень, наприклад: оцінку технічної компетентності випробувальної або калібрувальної лабораторії проводить національний орган з акредитації (в Україні – НААУ), а невизначеність вимірювання є невід'ємною складовою процедури калібрування за визначенням [1, 2]. Своєю чергою, проблема встановлення

обґрунтованих міжкалібрувальних інтервалів ЗВТ є невирішеною і дедалі частіше стає причиною непорозумінь між фахівцями лабораторій та аудиторами НААУ під час проведення аудитів.

До набуття чинності [1] питань стосовно часу наступних калібрувань не виникало, оскільки форма свідоцтва про калібрування ЗВТ передбачала наявність інформації щодо терміну дії кожного свідоцтва про калібрування, а робочі еталони на той час повірялись з видачою відповідного свідоцтва про повірку із зазначенням розряду еталона відповідно до повірочних схем. На сьогодні, такий підхід є абсолютно неприйнятним, він суперечить базовим підходам та філософії, закладеним у чинне законодавство, яким віднесено калібрування до добровільної сфери. Власник (користувач) самостійно встановлює, коли і до якої організації звертатись з метою проведення калібрування ЗВТ, а за результатами калібрування – чи є достатньою невизначеність результатів вимірювання, одержаних з використанням його ЗВТ, для досягнення поставлених цілей і, як наслідок, сам несе всю повноту відповідальності за прийняті рішення. Щоправда, слід зазначити, що свідоцтво про калібрування може містити рекомендації щодо інтервалу між калібруваннями, коли це узгоджено з замовником [4]. Але рекомендовані таким чином міжкалібрувальні інтервали не є обов'язковими і не можуть вважатись цілком обґрунтованими, а лише повинні братись до уваги при встановленні міжкалібрувальних інтервалів ЗВТ згідно з методами, впровадженими у лабораторіях.

Далі розглянемо питання калібрування еталонів, що застосовують для калібрування еталонів меншої точності або ж ЗВТ. Відповідно до [5] «хорошою практикою» є калібрування еталонів та ЗВТ національними метрологічними інститутами, підписантами Угоди про взаємне визнання національних еталонів та сертифікатів калібрувань та вимірювань, що видаються національними метрологічними інститутами (CIPM MRA) [6], або калібрувальними лабораторіями, акредитованими національним органом з

акредитації, який є підписантом Багатосторонньої угоди про взаємне визнання (ILAC MRA) [7], або регіональних угод, які визнаються ILAC. Стосовно інтервалів між калібруваннями у [4] встановлено: «Усе обладнання, що потребує калібрування або має обмежений термін використання, повинно бути марковане, кодоване чи в інший спосіб ідентифіковане для того, щоб користувачеві обладнання було легко визначити статус калібрування або термін придатності».

На перший погляд, ситуація з калібруванням еталонів, які використовують для повірки законодавчо регульованих ЗВТ, дещо інша. Очевидно, що такі еталони знаходяться на перетині добровільної та законодавчо регульованої сфер метрології – з одного боку еталони підлягають виключно калібруванню, з іншого, вони застосовуються під час повірки для встановлення відповідності ЗВТ законодавчо регламентованим вимогам до них. Нормативно-правовим актом [8] встановлено, що простежуваність еталонів повинна бути документально підтверджена, а самі еталони повинні бути калібровані з дотриманням міжкалібрувальних інтервалів. Незрозумілим залишається лише те, якими мають бути ці міжкалібрувальні інтервали.

Частково відповідь на це питання міститься у [9], згідно з яким, еталони повинні калібруватись щорічно, якщо не передбачено інше. Втім, після детального аналізу англomовної версії документа [10], виявилось, що переклад українською мовою виконано не зовсім коректно – текст п. 2.1 виглядає наступним чином: «Working standards may be recalibrated after a period of one year, unless otherwise stipulated», що можна перекласти так: «Робочі еталони можуть калібруватись щорічно, якщо не передбачено інше». Враховуючи те, що стандарт говорить про еталони, які використовуються для повірки законодавчо регульованих ЗВТ, очевидно, що документом, яким можуть бути встановлені міжкалібрувальні інтервали еталонів, які

використовуються у законодавчо регульованій метрології повинен бути відповідний нормативно-правовий акт.

Звичайно, наявність жорсткої вимоги щодо повторного калібрування еталонів для перевірки законодавчо регульованих ЗВТ є правильною, але ж технічні особливості, умови та інтенсивність використання еталонів можуть сильно відрізнитись і, у такому випадку, говорити про, наприклад, щорічне калібрування усіх без винятку еталонів є занадто спрощеною моделлю.

Надати відповіді на запитання: «Як калібрувальній лабораторії або власнику встановити обґрунтовані міжкалібрувальні інтервали для своїх еталонів чи ЗВТ?», «Як довести потребу у збільшенні/зменшенні міжкалібрувальних інтервалів еталонів, що застосовуються для перевірки законодавчо регульованих ЗВТ?» намагаються багато, як окремих авторів-науковців, так і впливових міжнародних організацій.

1.2 Огляд запропонованих методів встановлення міжкалібрувальних інтервалів

1.2.1 Рекомендації щодо визначення міжкалібрувальних інтервалів згідно з ДСТУ ІЛАС-G 24/OIML D 10

Враховуючи важливість у сучасних умовах питання встановлення терміну наступних калібрувань ЗВТ, міжнародними організаціями ІЛАС та OIML спільно було розроблено документ [11], у якому наведено настанови щодо початкового вибору міжкалібрувальних інтервалів та запропоновано п'ять методів їх коригування. Надалі документ було перекладено українською мовою і впроваджено у якості національного стандарту [12].

При встановленні початкового міжкалібрувального інтервалу документ пропонує керуватись наступними основними чинниками:

- рекомендаціями виробника ЗВТ;
- інтенсивністю і умовами експлуатації ЗВТ;

- вимогами до невизначеності вимірювань;
- максимально допустимими похибками (якщо такі вимоги до ЗВТ встановлено законодавством);
- проведення регулювання, налагодження або змін до ЗВТ;
- вплив вимірюваної величини на ЗВТ;
- загальновідомі або опубліковані дані про такі ж або аналогічні ЗВТ.

Загалом, на думку автора, такі рекомендації є досить повними і дають можливість лабораторіям встановити первинний міжкалібрувальний інтервал для ЗВТ, що застосовуються.

При цьому у розділі 3 стандарту зазначено, що не рекомендовано та не розглядають як достатньо надійну так звану «інженерну інтуїцію», за допомогою якої визначають первинний міжкалібрувальний інтервал. Тобто, усі обґрунтування прийнятого первинного міжкалібрувального інтервалу та його коригування у майбутньому повинні бути формалізовані і задокументовані.

Крім того, документ містить норму, відповідно до якої не розглядається як достатньо надійна система, що підтримує фіксовані міжкалібрувальні інтервали без коригування, а у тексті документа наведено кілька загальних методів визначення необхідності проведення калібрування ЗВТ за певними критеріями, замість встановлення чітких міжкалібрувальних інтервалів.

Тобто, калібрувальна лабораторія повинна або на власний розсуд встановити чіткі правила коригування інтервалів між калібруваннями для свого обладнання і їх дотримуватись, або ж розробити (впровадити) певні критерії, за якими визначати потребу у проведенні повторних калібрувань.

1.2.1.1 Автоматичне регулювання або «сходи» (за календарем)

Щоразу, коли ЗВТ проходить чергове калібрування, міжкалібрувальний інтервал збільшується, якщо вимоги до невизначеності результатів вимірювань ЗВТ (або групою ЗВТ) виконуються «з запасом», або зменшується, якщо встановлено, що вимоги до невизначеності вимірювань

не виконуються. Цей метод дозволяє швидко, просто, без громіздких розрахунків коригувати міжкалібрувальні інтервали еталонів та ЗВТ.

При цьому, не завжди можна легко визначити границі, при знаходженні у яких вважається, що ЗВТ відповідає вимогам «з запасом», тобто, якими ці граничні значення повинні бути і що робити, якщо метрологічні характеристики ЗВТ знаходяться близько до межі цих границь. Документом запропоновано рівень 80 % від нормованого значення, але, при цьому, не сказано на скільки можна збільшувати або зменшувати міжкалібрувальний період відносно встановленого початкового значення.

Ще одним недоліком методу можна вважати те, що ніяким чином не враховується час та термін експлуатації ЗВТ. Наприклад, ЗВТ протягом кількох послідовних калібрувань задовольняв встановленим до нього вимогам «з запасом», як наслідок – міжкалібрувальний інтервал постійно зростав і міг сягнути кількох років, протягом яких сплинув термін експлуатації ЗВТ, встановлений виробником, відбулось старіння елементної бази ЗВТ і втрата чутливості приладом. Якщо у цей час не проводити проміжних перевірянь ЗВТ, можна протягом тривалого часу використовувати його, не знаючи про вихід метрологічних характеристик за встановлені границі.

1.2.1.2 Контрольна карта (за календарем)

Контрольні діаграми є одними з найпоширеніших інструментів статистичного контролю якості. Принцип цього методу наступний: беруть до уваги результати калібрувань, а також, за наявності, результати проміжних перевірянь або метрологічного підтвердження (термін регламентовано [13]) ЗВТ протягом певного часу. Зазначені дані наносять на контрольну діаграму, розраховують дисперсію і дрейф результатів вимірювання.

Цей підхід є набагато складнішим, ніж попередній, і передбачає використання автоматизованих систем обробки вимірювальної інформації. Однак він дозволяє змінювати інтервали між калібруваннями у значній мірі і

робити це обґрунтовано, підтверджуючи точність ЗВТ розрахунками та контрольними діаграмами. Крім того, ґрунтовне аналізування дрейфу може вказати на певні причини, які є об'єктивними і не відносяться до точності самого ЗВТ (зміна умов проведення робіт, оператора тощо).

На жаль, метод не містить конкретних рекомендацій або критеріїв, якими могли б скористатись лабораторії при встановленні необхідності проведення калібрування ЗВТ. Розробку таких критеріїв повинні здійснювати фахівці лабораторії, що може стати досить складним завданням.

1.2.1.3 Експлуатаційний час

Метод пропонує встановлювати міжкалібрувальний інтервал у годинах, а не роках чи місяцях. ЗВТ оснащують таймером та подають на калібрування після відпрацювання конкретної кількості годин. Важливою перевагою цього методу є те, що ЗВТ подають на калібрування після відпрацювання ним певної кількості годин, що є обґрунтованим, адже, у загальному випадку, метрологічні характеристики ЗВТ змінюються саме під час його використання – проведення вимірювань. Однак, зазначений метод має цілий ряд недоліків і обмежень, а саме:

- його не можна застосовувати з пасивними еталонами та ЗВТ (наприклад, міри опору, ємності тощо);
- його не можна застосовувати, якщо відомо, що ЗВТ має дрейф, його метрологічні характеристики змінюються під час тривалого зберігання або частого вмикання/вимикання;
- вартість встановлення таймера та забезпечення невтручання до його роботи може бути занадто високою. Крім того, існують ЗВТ, до яких принципово неможливо на апаратному рівні приєднати таймер та синхронізувати його роботу з роботою ЗВТ;
- ускладнене планування терміну подання ЗВТ на калібрування, оскільки досить важко сказати, коли закінчиться час, встановлений на таймері;

– ЗВТ може подаватись на калібрування занадто часто, що призводитиме до невиправданих витрат.

1.2.1.4 Перевірка в експлуатації чи тестування «чорним ящиком»

Цей метод, здебільшого, використовують при проміжних перевірках ЗВТ, що вимірюють кілька фізичних величин, вимірювальних стендів тощо. Точність вимірювання критично важливих фізичних величин перевіряють часто (наприклад, один раз на добу) за допомогою еталонного засобу або «чорного ящика», створеного саме для цих цілей. Якщо «чорним ящиком» встановлено, що зміщення характеристики перетворення ЗВТ вийшло за нормовані цільові границі, його подають на повторне калібрування.

Теоретично метод є достатньо надійним, але, водночас, неоднозначним, оскільки ЗВТ може точно вимірювати критично важливі фізичні величини, які контролюються «чорним ящиком», і мати недопустимо велику невизначеність при вимірюванні фізичних величин, які було віднесено до не критичних, що може вплинути на кінцевий результат. До труднощів застосування цього методу також можна віднести наступні:

- складність визначення параметрів, які є критично важливими;
- можлива складність проектування «чорного ящика»;
- зміна з часом характеристик самого «чорного ящика».

Документ також рекомендує застосовувати інші методи, засновані на статистичному аналізі конкретного ЗВТ або групи ЗВТ, особливо спільно з відповідним програмним забезпеченням.

1.2.1.5 Порівняння методів

Жоден із наведених у стандарті методів не є універсальним і не може бути застосований для усіх еталонів та ЗВТ, що використовуються лабораторіями. Порівняння запропонованих методів коригування міжкалібрувальних інтервалів представлено у таблиці 1.1

Таблиця 1.1 – Порівняння методів коригування міжкалібрувальних інтервалів

Критерій	Автоматичне регулювання або «сходи»	Контрольна карта	Експлуатаційний час	Перевірка в експлуатації чи тестування «чорним ящиком»	Інші статистичні підходи
Надійність	Середня	Висока	Середня	Висока	Середня
Складність застосування	Низька	Висока	Середня	Низька	Висока
Складність планування, рівномірність навантаження	Середня	Середня	Висока	Середня	Висока
Застосовність відносно конкретних пристроїв	Середня	Низька	Висока	Висока	Низька
Доступність приладів	Середня	Середня	Середня	Висока	Середня

Враховуючи те, що питання встановлення міжкалібрувальних інтервалів є надзвичайно актуальним, розглянемо деякі підходи, що запропоновані науковцями у літературі для впровадження у діяльність лабораторій.

1.2.2 Розрахунок міжкалібрувальних інтервалів згідно з ДСТУ-Н РМГ 74

У статті [14] розглянуто метод розрахунку міжкалібрувальних інтервалів ЗВТ на основі рекомендацій розділу А.5 [15].

Розраховують інтервали T_1 (віяловий) та T_2 (лінійний), як випадкові процеси розподілення дрейфу невизначеності вимірювань відносно нуля, за формулами:

$$T_1 = t \cdot \frac{\ln\left(\frac{\Delta_e}{\lambda_p \cdot \sigma_0}\right)}{\ln\left(\frac{\Delta}{\lambda_{p(t)} \cdot \sigma_0}\right)}; \quad (1.1)$$

$$T_2 = t \cdot \left(\frac{\Delta_e - \lambda_p \cdot \sigma_0}{\Delta - \lambda_{p(t)} \cdot \sigma_0} \right), \quad (1.2)$$

де t – час напрацювання на відмову (значення може бути встановлене підприємством-виробником);

Δ_e – границя допустимої похибки ЗВТ, встановлена методом вимірювання/випробування, що використовується (за відсутності – числове значення встановлює користувач ЗВТ, з урахуванням реальних умов його експлуатації та впливу інших факторів);

σ_0 – середньоквадратичне відхилення розподілу похибки градування ЗВТ під час його виготовлення на виробництві. Приймають рівним 0,1 ціни поділки ЗВТ;

Δ – границя допустимої похибки ЗВТ, встановлена підприємством-виробником або невизначеність вимірювання, розрахована за результатами попередніх калібрувань;

λ_p – коефіцієнт нормального розподілу, який відповідає 95 % ймовірності безвідмовної роботи ЗВТ за час наробітку на відмову ($\lambda_{0,95} = 2$);

$\lambda_{p(t)}$ – коефіцієнт нормального розподілу, який відповідає 90 % ймовірності справного стану ЗВТ на момент калібрування ($\lambda_{0,9} = 1,654$).

Обґрунтований міжкалібрувальний інтервал не повинен перевищувати мінімального розрахованого значення T_1 та T_2 .

Зазначений підхід є досить складним і може бути застосований лише за наявності у користувача повної інформації щодо характеристик надійності ЗВТ, який він застосовує. Часто користувач не має інформації щодо, наприклад, ймовірності безвідмовної роботи ЗВТ, прогнозованого часу використання ЗВТ протягом року тощо.

Навіть якщо вся необхідна для підрахунків інформація наявна у користувача, застосовувати запропонований підхід можна лише за певних умов, враховуючи досить грубі припущення:

- застосування усереднених показників метрологічної надійності ЗВТ дає досить грубі результати при розрахунку міжповірочних (міжкалібрувальних) інтервалів [16];

- зміна кожної окремої метрологічної характеристики ЗВТ протягом часу є випадковим процесом, який має власні числові параметри, тоді як описаний метод пропонує проводити розрахунки для однієї метрологічної характеристики або приймати те, що усі метрологічні характеристики мають однаковий закон розподілу з однаковими числовими параметрами для розрахунку;

- однакові ЗВТ можуть застосовуватись за різних умов експлуатації та у різних сферах економіки держави, а тяжкість наслідків від недостовірних результатів вимірювань різними ЗВТ одного типу можуть відрізнятись у значній мірі. Описаний метод базується на застосуванні лише встановлених середніх економічних втрат від неточності ЗВТ одного типу, що часто є неприпустимим.

Враховуючи зазначене, запропонований підхід на основі розділу А.5 [15] не можна назвати універсальним, на думку автора, він може бути застосований лише для вирішення певного виду локальних задач.

1.2.3 Розрахунок міжкалібрувальних інтервалів у лабораторіях Публічного акціонерного товариства «ФЕД»

У статті [17] запропоновано метод розрахунку для коригування міжкалібрувальних інтервалів набору плоскопаралельних кінцевих мір довжини, який є поєднанням методів «Автоматичне регулювання» та «Контрольна діаграма», описаних в [12]. Вихідними даними для аналізу є результати трьох калібрувань набору мір довжини з міжкалібрувальним інтервалом 12 місяців.

На основі трьох сертифікатів калібрування мір, проводять оцінку середнього значення відхилення вимірюваної величини, порівняно з номінальним, за результатами трьох калібрувань, після чого розраховують СКВ.

Розраховують ймовірне відхилення значення, яке відтворює міра (X_p), від номінального значення за формулою:

$$X_p = |X_k| + \sigma + U, \quad (1.3)$$

де X_k – відхилення від номінального значення, зазначене у сертифікаті останнього калібрування ЗВТ;

U – розширена невизначеність, зазначена у сертифікаті останнього калібрування ЗВТ.

Рішення щодо збільшення або зменшення міжкалібрувального інтервалу приймається за результатами порівняння значення X_p , з максимально допустимою похибкою ЗВТ, яка встановлена підприємством-виробником або нормативним документом і задовольняє вимогам, викладеним у методиках калібрування (випробування).

Враховуючи те, що підхід розроблено на основі методу «Автоматичне регулювання або «сходи» [12], усі недоліки зазначеного методу, розглянуті у пункті 1.2.1.1 цієї дисертації можна віднести і до нього.

Калібрувальні та випробувальні лабораторії у своїй діяльності оперують невизначеностями результатів вимірювань, а не похибками ЗВТ, тому, на думку автора, не зовсім коректним є порівняння даних, отриманих за результатами розрахунку X_p , з границями максимально допустимої похибки. Так, [12] встановлює, що саме необхідна (або заявлена лабораторією) невизначеність результатів вимірювань є одним з найважливіших чинників, які впливають на проміжок часу між калібруваннями, а [4] говорить про те, що обладнання, яке використовується для вимірювання, повинно забезпечувати точність вимірювання та/або невизначеність вимірювання, які необхідні для забезпечення достовірності результату. Виходячи із зазначеного, порівняння отриманих даних не обов'язково слід проводити саме з границями максимально допустимої похибки ЗВТ, а, можливо, з встановленою для конкретної лабораторії цільовою невизначеністю, яка надасть впевненість у отриманні достовірних результатів метрологічних робіт. При цьому, безумовно, значення цільової невизначеності повинне враховувати максимально допустиму похибку ЗВТ.

Встановлений інтервал між калібруваннями 12 місяців є досить значним терміном, за який метрологічні характеристики ЗВТ можуть змінитись, тому проведення періодичних проміжних перевірок, на думку автора, є важливою умовою застосування цього методу.

Також під час проведення розрахунків слід враховувати те, що оцінка СКВ для малої кількості спостережень може бути не достатньо неточною. Наприклад, неточність оцінювання СКВ для трьох значень може складати близько 40 % [18].

Не зважаючи на певні наявні недоліки, за умови автоматизації розрахунків, такий підхід може бути досить простим способом обґрунтованої

зміни міжкалібрувальних інтервалів для деяких ЗВТ, що задовольняє вимогам [12].

1.2.4 Метод, заснований на розрахунку економічних затрат на експлуатацію ЗВТ

У [19] запропоновано метод встановлення міжповірочних інтервалів, враховуючи економічні затрати на проведення повірки ЗВТ та збитки від недостовірних результатів вимірювань. Запропонований підхід також може бути застосований для вирішення задачі визначення міжкалібрувальних інтервалів.

Метод передбачає побудову кривої функції економічних затрат на експлуатацію ЗВТ за певний проміжок часу t і знаходження її мінімального значення. Мінімальному значенню функції відповідатиме оптимальний міжповірочний (міжкалібрувальний) інтервал ЗВТ.

Функція економічних затрат на експлуатацію ЗВТ будується за формулою:

$$M(t) = \left(\frac{T}{t} + 1 \right) \cdot \left[\left(\sum_{i=1}^N c_i \cdot F_i(t) \right) + C \right], \quad (1.4)$$

де T – час напрацювання на відмову, год;

N – кількість метрологічних характеристик ЗВТ;

c_i – величина збитків, спричинених відхиленням i -ї метрологічної характеристики, грн;

$F_i(t)$ – функція розподілу i -ї метрологічної характеристики;

C – вартість повірки (калібрування) ЗВТ, грн.

Метод є корисним, оскільки опирається на реальні економічні показники використання і повірки (калібрування) ЗВТ. Втім, як і для підходу, описаного у пункті 1.2.2 цієї дисертації, користувачу може бути невідомий час напрацювання на відмову ЗВТ або відповідне математичне очікування та функція розподілу цієї величини. Крім того, метод враховує лише прямі збитки, які можна оцінити, і не враховує репутаційної шкоди, завданої

лабораторії, внаслідок відкликання протоколів випробування чи свідоцтв про калібрування.

1.2.5 Метод прогнозування часу збереження метрологічної справності та оцінювання міжкалібрувальних інтервалів ЗВТ

У статті [20] запропоновано метод прогнозування метрологічної справності ЗВТ, заснований на обмеженому об'ємі вимірних даних, для проведення попередньої оцінки кількості вимірювань конкретним ЗВТ до першого виходу його похибки за встановлені межі, з метою отримання користувачем реального часу напрацювання, без потреби в повторному юстуванні та покращення якості продукції за рахунок зменшення браку.

Аналіз результатів однократних вимірювань проводиться з використанням експонентного згладжування на основі розрахунків експонентних середніх.

Експонентне згладжування здійснюється за рекурентною формулою:

$$S_t = \lambda \cdot x_t + (1 - \lambda) \cdot S_{t-1} = S_{t-1} + \lambda \cdot (x_t - S_{t-1}), \quad (1.5)$$

де S_t – значення експонентної середньої в момент часу t ;

S_{t-1} – значення експонентної середньої в попередній момент часу.

Експонентна середня на момент часу t виражена як експонентна середня попереднього моменту часу плюс частина різниці поточного спостереження і експонентної середньої попереднього моменту часу.

Для прикладу було взято результати вимірювання під час калібрування термостата. При цьому, результати перших десяти спостережень використовувались лише для розрахунку експонентної середньої одинадцятого спостереження і прогнозування для них не передбачено.

Після проведення розрахунків та побудови графіка експонентної середньої зроблено висновок щодо корельованості прогнозованих даних з вимірними значеннями, а також те, що похибка прогнозування є незначною, і це дає змогу застосовувати метод для прогнозування поведінки виробничих та лабораторних ЗВТ.

Загалом, використання експонентної середньої є дуже перспективним напрямком для вирішення задачі встановлення міжкалібрувальних інтервалів, втім у статті не висвітлені дуже важливі, на думку автора, моменти:

- яким чином контролюються метрологічні характеристики ЗВТ протягом перших десяти інтервалів між спостереженнями, адже вони можуть погіршитись ще до початку аналізу та прогнозування;
- ніяким чином не описаний коефіцієнт λ , який є надзвичайно важливим при застосуванні експоненційного згладжування (зазначено лише, що він знаходиться у межах $0 \leq \lambda \leq 1$);
- не зрозуміло, чому для аналізу використовуються дані одного калібрування термостата, а не інформація щодо чергових калібрувань та проміжних перевірянь обладнання.

1.2.6 Метод встановлення міжкалібрувальних інтервалів, заснований на регресійному аналізі

У статті [18] запропоновано комбінований метод встановлення та коригування міжкалібрувальних інтервалів ЗВТ, який об'єднує методи контрольної діаграми (за календарем) та «Чорний ящик» [12], на основі використання інформації з протоколів свідоцтв про калібрування або повірки та проведення проміжних перевірянь ЗВТ. Вихідними даними слугують дані калібрувань та проміжних перевірянь у певній точці діапазону вимірювань ЗВТ.

Стабільність у часі метрологічних характеристик ЗВТ пропонується визначати аналізуванням дрейфу та прогнозуванням часу виходу значень у певній точці за допустимі границі із застосуванням регресійного аналізу. Коефіцієнти лінійної регресійної моделі визначають за методом найменших квадратів, детально описаним у літературі [21]. Залежною змінною регресійної моделі прийнято оцінки систематичної або випадкової похибки, а незалежною – час.

Для проведення проміжних перевірянь, з певною періодичністю, запропоновано використовувати власні еталони лабораторії або стандартні зразки, які і являють собою «чорні ящики». Якщо застосування власних еталонів є неможливим, розглядаються лише дані, отримані під час калібрувань у інших компетентних лабораторіях.

З метою прогнозування міжкалібрувального інтервалу, у статті використано дані зважування еталонної гирі. Для цих даних на графіку побудовано лінійну регресію та розрахований довірчий інтервал.

На графіку знаходять три можливих значення міжкалібрувального інтервалу ЗВТ: одне значення у точці перетину ліній регресії з граничним значенням, прийнятим у лабораторії, і ще два розрахункових значення, що враховують довірчий інтервал. Надалі, з цих трьох значень обирають найменше, яке і є шуканим значенням міжкалібрувального інтервалу гирі.

Результатом роботи є запропонований авторами алгоритм встановлення та коригування міжкалібрувальних інтервалів ЗВТ, наведений на рисунку 1.1, та програмний продукт у MS Office Excell для проведення розрахунків.

Запропонований метод дозволяє обґрунтовано встановлювати та змінювати міжкалібрувальні інтервали ЗВТ з використанням моделі лінійної регресії.

Проаналізувавши запропонований метод, можна сказати, що прогнозований міжкалібрувальний інтервал буде змінюватись після кожного проведення калібрування або проміжного перевіряння ЗВТ, а його застосування з метою саме коригування міжкалібрувального інтервалу можливе тільки після використання ЗВТ протягом двох і більше міжкалібрувальних інтервалів. До цього моменту рекомендовано керуватись первинно встановленим міжкалібрувальним інтервалом ЗВТ.

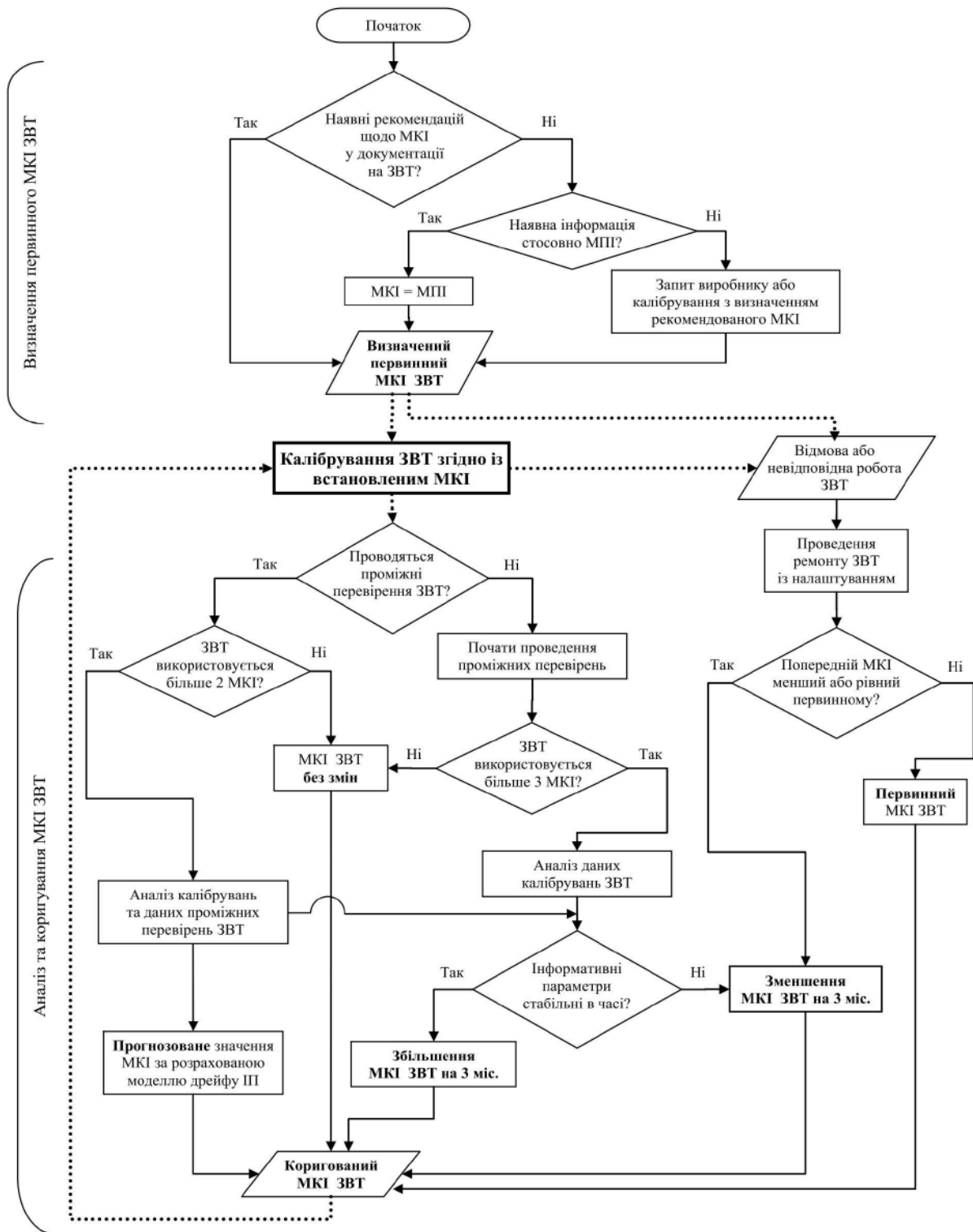


Рисунок 1.1 – Алгоритм встановлення та коригування міжкалібрувальних інтервалів ЗВТ

1.3 Формулювання мети та задач дослідження

Як показав проведений аналіз, існуючі на сьогодні підходи до встановлення інтервалів між калібруваннями еталонів та ЗВТ, що пропонуються, не можуть повною мірою задовольнити потреби випробувальних та калібрувальних лабораторій – вони є або занадто загальними, або ж занадто складними, для їх застосування необхідно мати дуже великий об'єм інформації, відмінної від вимірювальної.

Метою дисертаційної роботи є створення та розвинення методів, які дозволять фахівцям випробувальних та калібрувальних лабораторій встановлювати, за результатами моніторингу метрологічних характеристик, міжкалібрувальні інтервали еталонів та ЗВТ, спираючись на отримані під час проведення проміжних перевірянь результати спостережень.

Для досягнення цієї мети поставлено такі основні завдання дисертації:

- 1) проаналізувати можливість використання статистичних контрольних карт для встановлення міжкалібрувальних інтервалів з урахуванням умов експлуатації еталонів та засобів вимірювальної техніки;
- 2) провести аналіз чутливості контрольних карт до зміщення характеристики перетворення засобів вимірювальної техніки, а також час затримки виявлення виходу метрологічних характеристик засобів вимірювальної техніки за нормовані границі;
- 3) проаналізувати ефективність комплексного застосування контрольних карт Шухарта та ковзних середніх;
- 4) проаналізувати чутливість до зміщення контрольних карт накопичувальних сум (CUSUM-карт), розробити метод оперативного виявлення зміщення характеристики перетворення засобу вимірювальної техніки;
- 5) дослідити можливість використання розподілу середньоквадратичного відхилення результатів у контрольних точках для

виявлення зміни метрологічних характеристик засобів вимірювальної техніки;

б) використовуючи експериментальні дані, провести порівняльний аналіз і оцінити ефективність запропонованих методів.

Висновки за розділом 1

1. Проведений аналіз існуючих підходів до встановлення міжкалібрувальних інтервалів ЗВТ показав, що до теперішнього часу зберігається практика застосування класичної теорії надійності для оцінювання метрологічної надійності, що не дозволяє враховувати вихідні метрологічні характеристики засобу та умови його експлуатації;

2. Показано, що проведення поточних проміжних перевірянь під час використання ЗВТ у лабораторіях, дозволяє об'єктивно встановлювати інтервал між калібруваннями ЗВТ, тим самим збільшувати термін їх експлуатації.

3. Обґрунтовано, що застосування контрольних діаграм дає можливість, за рахунок моніторингу метрологічних характеристик робочих еталонів та вимірювальних засобів, своєчасно виявити їх зміну і сигналізувати про необхідність проведення калібрування.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Закон України «Про метрологію та метрологічну діяльність».
2. Міжнародний словник основних і загальних термінів в метрології (International vocabulary of metrology – Basic and general concepts and associated terms (VIM-3). – [Електронний ресурс]. – Режим доступу. – <https://www.bipm.org/en/publications/guides/vim.html>. – Назва з екрану.

3. Постанова Кабінету Міністрів України від 4 червня 2015 року № 374 «Про затвердження переліку категорій законодавчо регульованих засобів вимірювальної техніки, що підлягають періодичній повірці».

4. Загальні вимоги до компетентності випробувальних та калібрувальних лабораторій (ISO/IEC 17025:2017, IDT): ДСТУ ISO/IEC 17025:2017. – [Чинний від 2018-01-01]. – (Національний стандарт України).

5. ILAC-P10:01/2013 Політика ILAC з простежуваності результатів вимірювань (ILAC-P10:01/2013 ILAC Policy on Traceability of Measurement Results). – [Електронний ресурс]. – Режим доступу. – <https://ilac.org/publications-and-resources/ilac-policy-series/>. – Назва з екрану.

6. Угода про взаємне визнання національних еталонів та сертифікатів калібрувань та вимірювань, що видаються національними метрологічними інститутами (CIPM MRA «Mutual recognition of national measurement standards and of calibration and measurement certificates issued by national metrology institutes»). – [Електронний ресурс]. – Режим доступу. – <https://www.bipm.org/en/cipm-mra/cipm-mra-documents/>. – Назва з екрану.

7. Багатостороння угода про взаємне визнання ILAC (ILAC Mutual Recognition Arrangement) . – [Електронний ресурс]. – Режим доступу. – <https://ilac.org/ilac-mra-and-signatories/>. – Назва з екрану.

8. Критерії, яким повинні відповідати наукові метрологічні центри, державні підприємства, які належать до сфери управління Міністерства економічного розвитку і торгівлі України та провадять метрологічну діяльність, та повірочні лабораторії, які уповноважуються або уповноважені на проведення повірки законодавчо регульованих засобів вимірювальної техніки, що перебувають в експлуатації, затверджено Наказом Міністерства економічного розвитку і торгівлі України від 23.09.2015 № 1192, зареєстровано в Міністерстві юстиції України 7 жовтня 2015 р. за № 1213/27658.

9. Метрологія. Принципи метрологічного контролю обладнання для повірки (OIML D 23:1993, IDT): ДСТУ OIML D 23:2008. – [Чинний від 2010-01-01]. – 16 с. – (Національний стандарт України).

10. Principles of metrological control of equipment used for verification: OIML D 23:1993. – [Електронний ресурс]. – Режим доступу. – https://www.oiml.org/en/files/pdf_d/d023-e93.pdf. – Назва з екрану.

11. Guidelines for the determination of calibration intervals of measuring instruments: ILAC-G24/OIML D 10:2007. – [Електронний ресурс]. – Режим доступу. – https://www.oiml.org/en/files/pdf_d/d010-e07.pdf – Назва з екрану.

12. Метрологія. Настанови щодо визначення міжкалібрувальних інтервалів засобів вимірювальної техніки (ILAC-G 24/OIML D 10:2007, IDT): ДСТУ ILAC-G24/OIML D 10:2013. – [Чинний від 2014-07-01]. – 11 с. – (Національний стандарт України).

13. Системи керування вимірюванням. Вимоги до процесів вимірювання та вимірювального обладнання (ISO 10012:2003, IDT): ДСТУ ISO 10012:2005. – [Чинний від 2007-01-01]. – 26 с. – (Національний стандарт України).

14. Волков О. Ф. Розрахунок міжкалібрувальних інтервалів засобів вимірювальної техніки / О. Ф. Волков, Р. О. Волков, К. С. Колобов, О. С. Лесик, С. О. Ричок // Автомобільний транспорт. – 2015. – №5 (247). – С. 11-13.

15. Метрологія. Методи визначання міжповіркового та міжкалібрувального інтервалів засобів вимірювання (РМГ 74-2004, IDT): ДСТУ-Н РМГ 74:2009. – [Чинний від 2010-04-01]. – 27 с. – (Національний стандарт України).

16. Ченцова С. В. Расчет первичного межповерочного интервала по нормируемым показателям надежности средства измерений // Материалы XVIII Международной научнопрактической конференции «Современные техника и технологии», 2012. – С. – 141-142.

17. Косарева О. Коригування міжкалібрувальних інтервалів вимірювального обладнання / О. Косарева, О. Дзябенко // Метрологія та прилади. – 2017. – №3. – С. 33-35.
18. Єременко В. С. Метод встановлення міжкалібрувальних інтервалів засобів вимірювань випробувальної лабораторії / В. С. Єременко, В. М. Мокийчук, О. О. Редько // Метрологія та прилади. – 2017. – №5-I (67). – С. 68-77.
19. Гусеница Я. Н. Метод обоснования межповерочных интервалов средств измерений / Я. Н. Гусеница, С. А. Шерстобитов, А. В. Малахов // Наукоемкие технологии в космических исследованиях Земли. – 2016. – S1-2016. – С. 44-48.
20. Кучерук В. Прогнозування часу збереження метрологічної справності та оцінювання міжкалібрувальних інтервалів ЗВТ / В. Кучерук, І. Омельчук // Метрологія та прилади. – 2017. – №5-I (67). – С. 78-81.
21. Lawson C.L., Hanson R.J. Solving Least Squares Problems. Revised republication. – Society for Industrial and Applied Mathematics, 1995. – 352 p.
22. Конюхов А. Г. Автоматизация поверки: старые подходы и перспективные принципы / А.Г. Конюхов // Измерительная техника. – 1987. – №11. – С.14-15.
23. Микийчук М. М. Засоби повірки вторинних пристроїв контактної термометрії на основі активних імітаторів опору / М. М. Микийчук // Автореф. дисерт. канд. техн. наук – Львів, 1998 р.
24. Яцук В. О. Розвиток теорії та методів підвищення якості засобів вимірювальної техніки з використанням кодокерованих мір / В. О. Яцук // Автореф. дисерт. докт. техн. наук – Львів, 2004 р.

РОЗДІЛ 2 ЗАСТОСУВАННЯ КОНТРОЛЬНИХ КАРТ ДЛЯ ВСТАНОВЛЕННЯ ІНТЕРВАЛІВ МІЖ КАЛІБРУВАННЯМИ

На думку автора, для вирішення проблеми визначення необхідності проведення калібрування еталонів та ЗВТ випробувальних та калібрувальних лабораторій доцільно застосувати процесний підхід (процесний підхід, зокрема, регламентовано стандартами серії ISO 9000 [1, 2]). Для цього потрібен потужний інструментарій, який дозволить проводити аналіз інформації та надасть можливість для подальшого модулювання ситуації з метою прийняття рішень.

На сьогодні визнаним інструментом контролю стану і стабільності того чи іншого процесу є використання контрольних карт. Розглянемо деякі типи контрольних карт, які могли б бути застосовані для вирішення поставленої задачі.

2.1 Контрольні карти Шухарта

2.1.1 Загальні поняття

Контрольні карти Шухарта – це графічний інструмент, який відображає зміну параметрів процесу з використанням статистичних принципів на основі вибірково отриманих даних через приблизно однакові інтервали часу, запропонований доктором Уолтером Шухартом у 1924 році [3].

На сьогодні, контрольні карти Шухарта широко використовуються у процесах контролю параметрів виробленої продукції та налагодження технологічних процесів і мають багато різновидів та підходів до побудови (залежно від вхідних даних та поставлених цілей).

У загальному випадку для карт Шухарта необхідні вибіркові дані щодо продукції або процесу, які отримані через однакові інтервали часу. Контрольна карта має центральну лінію (CL), що відповідає середньому

арифметичному або нормованому значенню характеристики, та дві контрольні граничні лінії, розташовані по обидва боки відносно CL , які називаються верхньою контрольною границею (U_{CL}) і нижньою контрольною границею (L_{CL}). У загальному випадку, контрольні граничні лінії на карті Шухарта знаходяться на відстані 3σ від центральної лінії. Границі $\pm 3\sigma$ вказують, що близько 99,7 % значень характеристики підгруп (вибірки) потраплять в ці межі за умови, що процес знаходиться в статистично керованому стані. Іншими словами, є ризик, що дорівнює 0,3 %, що нанесена точка опиниться поза контрольних меж (при стабільному процесі). При цьому, [3] допускає встановлення інших, окрім $\pm 3\sigma$, контрольних граничних значень.

Якщо процес статистично керований, контрольні карти реалізують метод безперервної статистичної перевірки нульової гіпотези про те, що процес не змінився і залишається стабільним. Коли значення параметру виходить за будь-яку з контрольних границь або серія значень проявляє незвичайні структури, стан статистичної керованості піддається сумніву. В цьому випадку потрібно досліджувати і виявити не випадкові (особливі) причини, а процес можна зупинити або скорегувати.

Контрольні карти Шухарта поділяються на контрольні карти для кількісних даних та контрольні карти для альтернативних даних, коли результатами спостережень є натуральні числа або категоризовані дані (нечислові статистичні дані).

Кількісні дані представляють собою спостереження, отримані за допомогою вимірювання і запису значень деякої характеристики для кожної одиниці, що розглядається, наприклад довжина в метрах, опір в Омах, шум у децибелах тощо.

Контрольні карти для кількісних даних мають наступні переваги:

- більшість процесів і їх продукція на виході мають характеристики, які можуть бути виміряні;

- виміряне значення містить більше інформації, ніж просте твердження «так-ні»;
- характеристики процесу можуть бути проаналізовані незалежно від встановлених вимог. Карти запускаються разом з процесом і дають незалежну інформацію щодо останнього. Після цього характеристики процесу можна порівняти на відповідність встановленим вимогам;
- хоча отримання кількісних даних дорожче, ніж альтернативних, обсяг вибірки для кількісних даних майже завжди набагато менше і при цьому їх використання набагато ефективніше, що дозволяє знизити загальну вартість контролю і зменшити часовий розрив між виявленням невідповідності та корегуючим впливом [4].

При побудові контрольних карт Шухарта можливі дві ситуації:

- стандартні значення показників задані, тобто відомі нормовані значення і допустимі відхилення (задаються в нормативній документації або регламентуються системою якості);
- стандартні значення не задані. В такому випадку використовують значення середнього арифметичного і середнього квадратичного відхилення.

Очевидно, що у нашому випадку карти для альтернативних даних є незастосовними, а необхідно розглядати контрольні карти для кількісних даних, оскільки мова йде про результати вимірювань фізичних величин, із заданими нормованими значеннями та допустимими відхиленнями.

2.1.2 Карти середніх значень і розмахів або вибірових середньоквадратичних відхилень

Карты для кількісних даних відображають стан процесу через розмах і через розташування центру (CL). Тому контрольні карти для кількісних даних майже завжди застосовують і аналізують парами – одна карта для розташування і одна – для розмаху [4].

Карти середніх значень (\bar{X}) і розмахів (R) використовують, коли об'єм вибірки невеликий (до 10 значень), оскільки при збільшенні кількості спостережень розмах стає менш ефективним показником процесу.

Середні значення вибірок \bar{X}_i визначають за формулою:

$$\bar{X}_i = \frac{\sum_{j=1}^n X_{ij}}{n}, \quad (2.1)$$

де X_{ij} – значення j -го спостереження i -ї вибірки (підгрупи);
 n – кількість спостережень.

Значення розмахів вибірок R_i визначають за формулою:

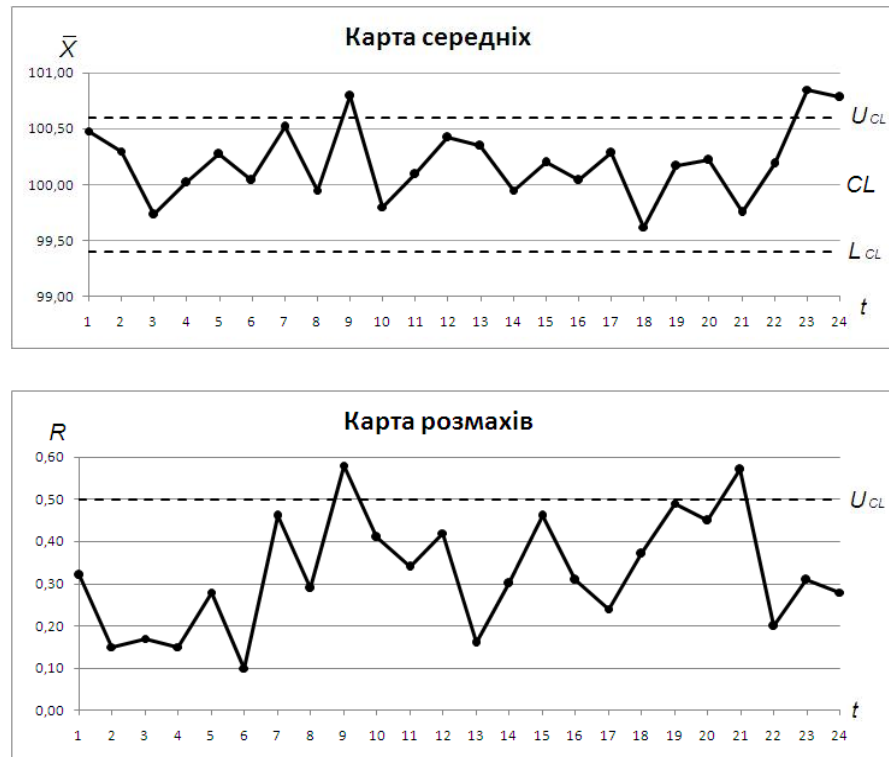
$$R_i = X_{i\max} - X_{i\min}, \quad (2.2)$$

де $X_{i\max}$ – значення максимального спостереження i -ї вибірки (підгрупи);
 $X_{i\min}$ – значення мінімального спостереження i -ї вибірки (підгрупи).

При побудові контрольних карт на вертикальній осі відкладають значення контрольованого параметра, а на горизонтальній осі – дату проведення вимірювань (або номер вибірки чи підгрупи). Вибірки повинні містити однакову кількість спостережень і отримуватись через однакові інтервали часу.

Карти середніх значень і розмахів, у загальному випадку, мають зовнішній вигляд, зображений на рисунку 2.1.

Вибір частоти відбору вибірок та їхніх об'ємів визначається технічними та економічними факторами, тобто залежать від вартості процедури проведення вимірювання. Збільшення об'єму вибірки дозволяє більш точно визначити малі зміни середнього значення показників якості процесу, однак, очевидно, що це призводить до збільшення вартості аналізування і, здебільшого, є не виправданим. Поширеною є практика формування об'єму вибірки у межах 4 – 5 вимірювань.



U_{CL} – верхня контрольна границя; L_{CL} – нижня контрольна границя

Рисунок 2.1 – Карта середніх значень та карта розмахів

У випадку використання більших об'ємів вибірки ($n \geq 10$) перевагу слід надавати карті середніх значень та карті середньоквадратичних вибірових відхилень (s), оскільки при збільшенні об'єму вибірки розмах є менш ефективним для оцінки стандартного відхилення процесу.

Середньоквадратичне відхилення вибірки s_i визначають за формулою:

$$s_i = \sqrt{\frac{(X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{(n-1)}} \quad (2.3)$$

Перевагами контрольних карт середніх та розмахів є відносна простота використання, незначна кількість спостережень, необхідних для проведення дослідження, точність та швидкість подання сигналів про втрату процесом статистичної керованості.

2.1.3 Контрольна карта індивідуальних значень і контрольна карта ковзних розмахів

Контрольні карти індивідуальних значень (X) і ковзних розмахів (R_m) застосовують, коли час або вартість, необхідні для проведення спостереження, є настільки великими, що проведення повторних спостережень розглядати недоцільно (наприклад при руйнівному контролі). У такому випадку, замість карти середніх значень будують контрольну карту індивідуальних значень – на карту наносять результати однократних вимірювань.

Побудова карт розмахів за такого підходу є неможливою, тому будують карти ковзних розмахів – розраховують абсолютне значення різниці послідовних однократних вимірювань R_{mi} за формулою:

$$R_{mi} = |X_{i-1} - X_i|, \quad (2.4)$$

де X_{i-1} – результат попереднього однократного вимірювання;

X_i – результат поточного однократного вимірювання.

Зовнішній вигляд контрольних карт індивідуальних значень та ковзних розмахів може бути аналогічним картам середніх та розмахів.

При використанні контрольних карт індивідуальних значень необхідно враховувати такі особливості:

- карти індивідуальних значень не такі чутливі до зміни процесу, як карти, що опрацьовують вибірки;
- під час інтерпретації карт індивідуальних значень необхідно бути особливо обережним, якщо розподіл характеристики процесу відрізняється від нормального;
- карти індивідуальних значень виявляють зміни у процесі, використовуючи для цього послідовні різниці між однократними вимірюваннями. Таким чином, обов'язковою умовою є те, щоб між двома послідовними значеннями не відбулось суттєвих змін процесу. Наприклад, було б некоректним порівнювати значення двох окремих груп партій хімічної

промисловості і розраховувати ковзний розмах між останньою партією першої групи продукції та першою партією другої групи, якщо у проміжку між ними виробництво призупинялось [3].

2.1.4 Карти медіан і розмахів

Контрольна карта медіан (\tilde{X}) є альтернативною карті середніх значень під час контролю процесу, коли необхідно скоротити вплив екстремальних значень у вибірці. Це може бути у випадку отримання вибірок, які складаються з великої кількості результатів спостережень з великим розмахом.

Використання контрольних карт медіан є зручним і не потребує значної кількості обчислень, особливо у випадку роботи з вибірками, що мають непарну кількість спостережень. Візуальне використання контрольної карти медіан є зручним у випадку нанесення і значення медіани, і усіх значень спостережень з вибірки.

До недоліків цього виду контрольних карт можна віднести меншу чутливість та повільнішу реакцію на вихід процесу із статистично-контрольованого стану.

Побудова контрольної карти розмахів відбувається так, як описано у пункті 2.1.1 цієї роботи.

Загальний алгоритм вибору типу контрольних карт Шухарта, залежно від об'єму вибірок, зображено на рисунку 2.2.

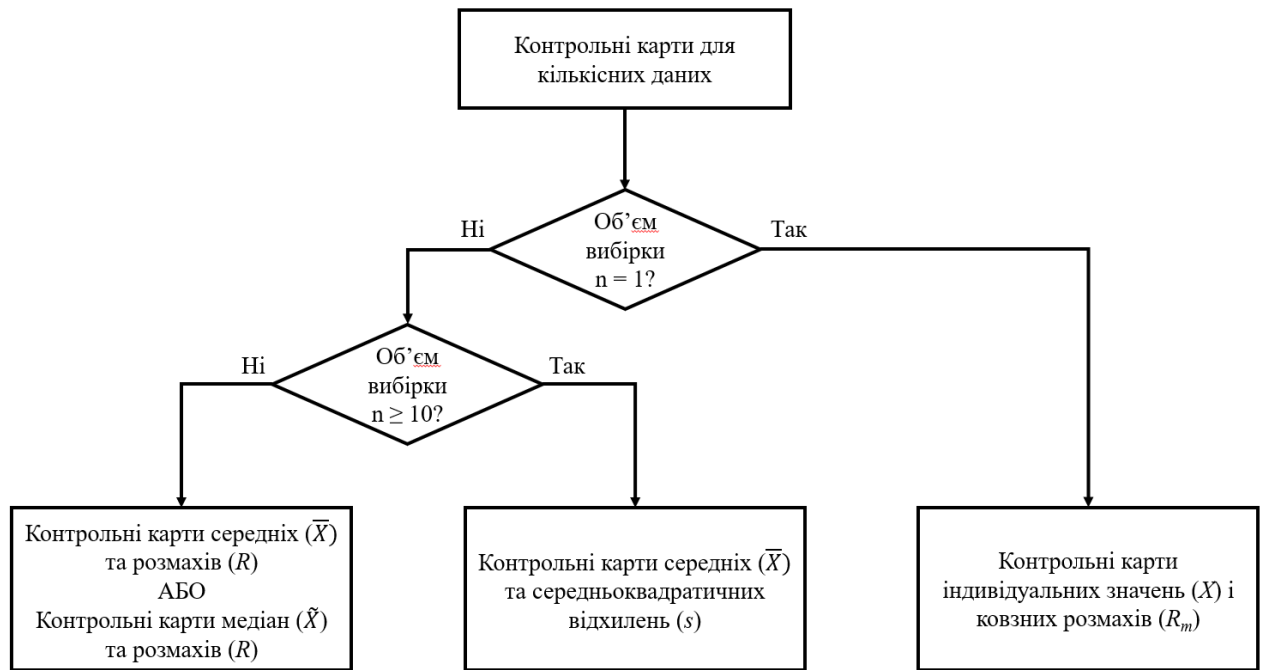


Рисунок 2.2 – Загальний алгоритм вибору типу контрольних карт Шухарта

2.1.5 Правила прийняття рішень за контрольними картами Шухарта

Стандартом [3] рекомендований вибір кількох з восьми критеріїв, які можуть свідчити про втрату процесом статистичної керованості.

На рисунку 2.3 зображена карта середніх значень з поділом на зони ризику А, В і С. Зона ризику С має границі від $-\sigma$ до CL та від CL до σ ; зона ризику В має границі від -2σ до $-\sigma$ та від σ до 2σ ; зона ризику А має границі від -3σ до -2σ та від 2σ до 3σ .



Рисунок 2.3 – Карта середніх значень з нанесеними зонами ризику А, В і С

Вісім рекомендованих критеріїв щодо розташування значень параметрів процесу, які можуть свідчити про втрату процесом статистичної керованості:

- одне значення розташоване вище верхньої зони А або нижче нижньої зони А;
- дев'ять значень розташовані у зоні С та/або зоні В по один бік від центральної лінії CL ;
- шість послідовних значень створюють зростаючий або спадаючий графік;
- в послідовності з чотирнадцяти значень зростання чергується зі спаданням графіка;
- два з трьох послідовних значень знаходяться у зоні А або виходять за неї по один бік від центральної лінії CL ;
- чотири з п'яти послідовних значень знаходяться у зонах В або А по один бік від центральної лінії CL ;
- п'ятнадцять послідовних точок знаходяться у зоні С вище або нижче від центральної лінії CL ;
- вісім послідовних значень знаходяться з різних боків від центральної лінії CL , але жодна з них не потрапила до зони С.

Вибір та використання для аналізу конкретних критеріїв необхідно робити, виходячи із звичайного контрольованого стану процесу. Допускається також використання інших, окрім наведених, критеріїв контролю стабільності процесу.

2.2 Розроблення комплексного методу виявлення дрейфу метрологічних характеристик еталонів та засобів вимірювальної техніки

Одним із недоліків класичних контрольних карт Шухарта середніх значень є те, що за ними буває досить складно або, навіть, неможливо визначити малі зміщення (дрейф) метрологічних характеристик ЗВТ. Відомим інструментом визначення дрейфу або тренду характеристики є використання ковзних середніх значень [5, 6]. Крім того, нанесення на контрольну карту ліній ковзних середніх дозволить згладити випадкові «промахи», які можуть виникати під час проведення вимірювань. На рисунку 2.4 наведено приклад карт середніх значень та розмахів, побудованих при проведенні проміжних перевірянь ЗВТ.

Як видно з рисунка 2.4, отримане під час дев'ятого проміжного перевіряння середнє значення вимірюваної величини перевищує встановлену верхню контрольну границю. Відповідно до [3] це є сигналом того, що метрологічні характеристики ЗВТ вийшли за встановлені граничні значення, і він повинен бути наданий на калібрування. Але надалі процес повертається в контрольні границі і проходить стабільно протягом наступних проміжних перевірянь.

Розглянувши карту розмахів, а саме дев'ятий етап, встановлено, що на цьому етапі розмах також був значним і вийшов за верхню контрольну границю. Причини таких результатів можуть бути різними, наприклад, те, що дев'яте проміжне перевіряння проводив фахівець із недостатньою кваліфікацією і не дотримався умов проведення вимірювань. Такі «промахи»

потребують окремого аналізу, і вони не є предметом цієї роботи. Важливим є створення методу, який дозволить мінімізувати вплив «промахів» на прийняття рішення щодо необхідності калібрування еталонів та ЗВТ. Розглянемо можливість застосування ліній ковзного середнього для вирішення цієї задачі.

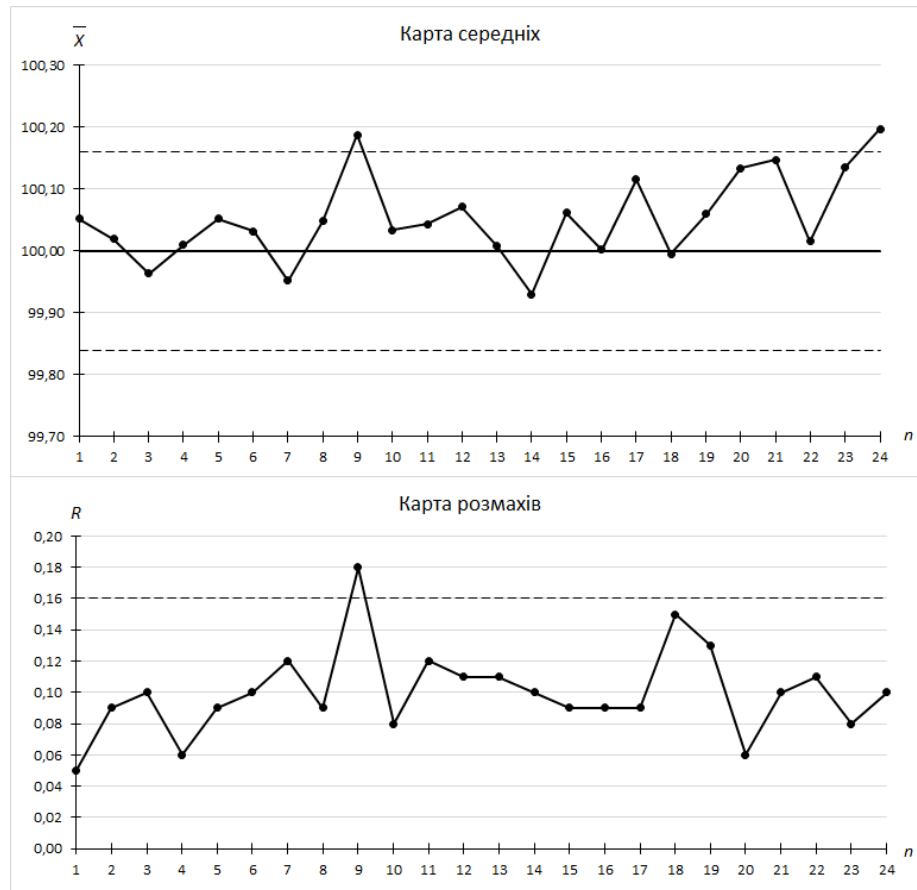


Рисунок 2.4 – Приклад карт середніх значень та розмахів

Ковзне середнє може обчислюватись для довільних даних, але найчастіше його використовують для аналізу часових рядів для згладжування раптових коливань та визначення довготермінових трендів або циклів, визначення впливу систематичних факторів, прогнозування. Згладжування за допомогою ковзних середніх полягає у тому, що при визначенні середнього зменшується вплив випадкових величин на загальний результат. Це забезпечується заміною первинних значень часового ряду середнім арифметичним значенням всередині обраного періоду часу. Потім інтервал

зсувається далі на одне значення і розрахунок середнього повторюється. При цьому період визначення середнього залишається незмінним. У загальному випадку значення ковзного середнього X_{MA} розраховують за формулою:

$$X_{MA} = \frac{\sum_{i=1}^n \bar{X}_i}{n} \quad (2.5)$$

де \bar{X}_i – середнє значення, отримане під час i -го проміжного перевіряння;
 n – ширина періоду згладжування.

Чим ширше період згладжування, тим більш плавною буде лінія ковзного середнього, але згладжений ряд буде коротшим за первинний на $n - 1$ значення.

Нанесемо лінію ковзного середнього з шириною періоду згладжування $n = 6$ на раніше побудовану контрольну карту середніх значень. Результати зображено на рисунку 2.5.

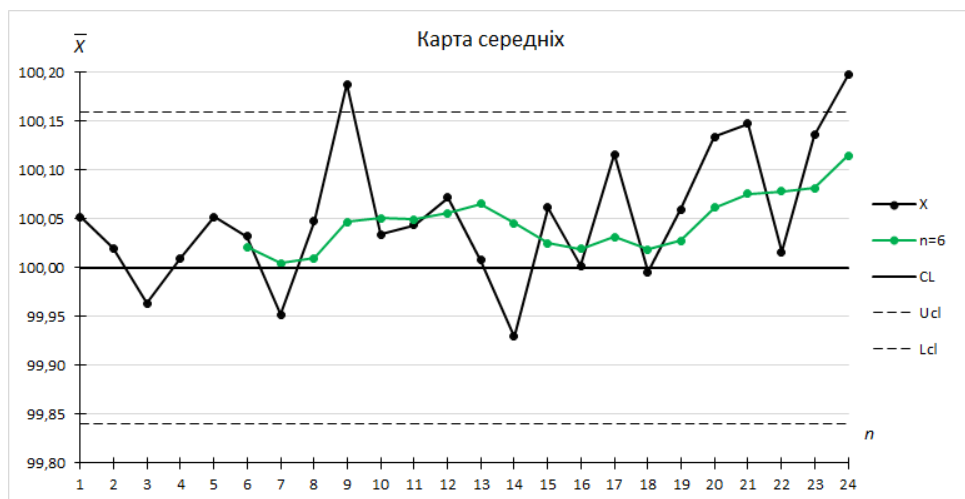


Рисунок 2.5 – Контрольна карти середніх значень з нанесеною лінією ковзного середнього з шириною періоду згладжування $n = 6$

Використання ковзного середнього дозволило згладити результат промаху на контрольній карті, що виник під час дев'ятого проміжного перевіряння. Однак, проаналізувавши контрольну карту, видно певне

відставання (затримка) лінії ковзного середнього від графіку результатів вимірювань. Тобто використання ковзних середніх для згладжування часових рядів не завжди дозволить вчасно відреагувати на зміну метрологічних характеристик еталонів та ЗВТ. Іще одним недоліком використання ковзних середніх є те, що, в залежності від ширини періоду згладжування, на графіку ковзних середніх відсутні дані на перших етапах.

Одним із способів зменшити затримку графіка ковзних середніх є використання зважених ковзних середніх. Найпоширенішими серед них є лінійно-зважені та експоненційно-зважені ковзні середні. В цілому, побудова лінійно-зважених ковзних середніх аналогічна побудові простих ковзних середніх, за винятком того, що кожному результату вимірювання присвоюється ваговий коефіцієнт α таким чином, щоб більш пізні результати вимірювань мали більшу вагу. Використання лінійно-зважених ковзних середніх для вирішення поставленої задачі розглянуто у [7]. За результатами дослідження було встановлено, що використання лінійно-зважених ковзних середніх дозволяє зменшити відставання їх графіків від графіку результатів вимірювань, втім не вирішує проблеми обмеженості даних для аналізу шириною періоду згладжування. Як і у випадку використання ліній простого ковзного середнього принципово неможливим є отримання даних на перших етапах моніторингу.

Іншою модифікацією підходу зважених ковзних середніх є метод експоненційно-зважених ковзних середніх, який, крім іншого, є нечутливим до зміни закону розподілу результатів вимірювань [8]. Побудова експоненційно-зважених ковзних середніх для вирішення задачі встановлення необхідності калібрування еталонів та ЗВТ розглянута у [7, 9]. У загальному випадку формула побудови експоненційно-зваженого КС має наступний вигляд:

$$S_i = \alpha \cdot \bar{X}_i + (1 - \alpha) \cdot S_{i-1}, \quad (2.6)$$

де S_i – поточне зважене значення кривої КС,

α – параметр (коефіцієнт) згладжування,

\bar{X}_i – поточне значення результату вимірювання,

S_{i-1} – попереднє зважене значення кривої ковзного середнього.

Ваговий коефіцієнт α встановлює швидкість «старіння» попередніх даних – чим більше його значення, тим більшу вагу має останній результат вимірювання, і тим меншу попередні результати. Не існує якогось конкретного способу визначення оптимального значення коефіцієнта α . Критерієм визначення α могло б бути встановлення такого його значення, при якому вдалося б мінімізувати СКВ значень експоненційно-зваженого ковзного середнього від результатів вимірювань. Втім, такий підхід не може бути використаний, оскільки ряд постійно доповнюється новими результатами вимірювань і виконати умову мінімального СКВ при незмінному α неможливо.

Проаналізуємо розглянуту раніше карту середніх значень із застосуванням методу експоненційно-зважених ковзних середніх для $\alpha = 0,5$ та $0,3$. Отримані графіки зображено на рисунку 2.6.

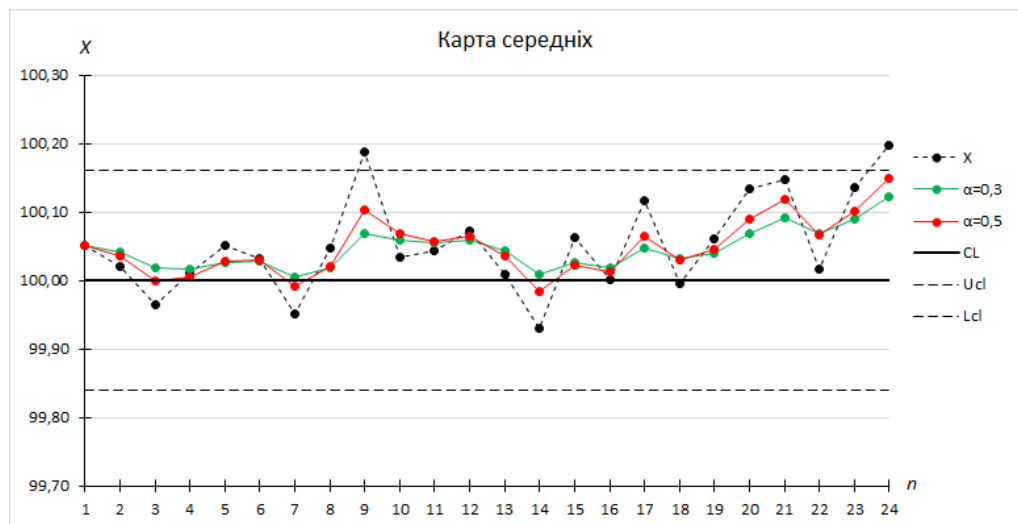


Рисунок 2.6 – Карта середніх значень з нанесеними лініями експоненційно-зважених ковзних середніх для $\alpha = 0,3$ та $0,5$

На рисунку 2.6 помітно зменшення затримки графіків експоненційно-зважених ковзних середніх відносно графіків результатів вимірювань. Якщо параметр α вибрати замалим (менше ніж $0,3$), графік експоненційно-зваженої

ковзної середньої буде занадто плавним і не зможе вчасно вказати на наявність проблеми, якщо ж α буде зовеликим (більше, ніж 0,5) – експоненційно-зважене ковзне середнє наблизиться до графіка результатів вимірювань і не зможе захистити від хибних рішень про втрату контрольованості процесу.

Можна сказати, що одночасне використання контрольних карт та експоненційно-зважених ковзних середніх може згладжувати випадкові «промахи» результатів проміжних перевірянь та вказувати на наявність дрейфу (тренд) характеристики перетворення еталонів та ЗВТ, за умови правильного підбору коефіцієнта α . Враховуючи проведені дослідження, при застосуванні комплексного методу виявлення дрейфу метрологічних характеристик засобів вимірювальної техніки, автор рекомендує приймати $\alpha = 0,4$.

Однак, при застосуванні ковзних середніх будь-якого типу принциповим моментом є те, що сигнал про зміну метрологічних характеристик ЗВТ поступить вже після того, як його метрологічні характеристики перестали задовольняти встановленим вимогам. Це пояснюється особливістю підходу ковзних середніх – і прості, і зважені лінії ковзних середніх «ідуть за тенденцією» з більшою чи меншою затримкою і не дозволяють заздалегідь передбачити вихід процесу з контрольованого стану.

За результатами аналізу можливості спільного використання контрольних карт Шухарта середніх значень та ліній ковзних середніх встановлено, що найбільш ефективним є застосування ліній експоненційно-зважених ковзних середніх. На основі отриманих даних запропоновано новий метод, який дозволяє згладжувати «промахи» під час моніторингу та вказувати на наявність тренду характеристики перетворення ЗВТ.

2.3 Контрольні карти кумулятивних сум (CUSUM-карти)

2.3.1 Загальні поняття

Контрольні карти накопичувальних сум (або CUSUM-карти [10-13]) використовуються в методах контролю якості для виявлення перевищення абсолютних критичних значень показників продукції і процесів. Вони можуть забезпечити виявлення на ранній стадії виходу процесу з-під контролю і дають більш чітке уявлення про поведінку процесу, ніж класичні карти Шухарта, за допомогою яких не завжди вдається визначити момент, коли відбулися істотні зміни процесу [14]. CUSUM-карта дозволяє швидко і точно визначити область змін процесу, а також момент, коли необхідне введення коригувальних дій.

Кумулятивна сума є сумою відхилень даних від деякого встановленого опорного значення. Будь-які зміни середнього і ступінь цих змін може бути представлена візуально за допомогою кута нахилу графіка даних. Горизонтальний графік вказує на відповідність середнього процесу опорному значенню. Нахил графіка вниз або вгору вказує на те, що середнє процесу менше або більше опорного відповідно. Чим більше кут нахилу, тим більш суттєва розбіжність.

Відмінною особливістю методу кумулятивних сум є той факт, що рішення щодо налагодженості процесу приймається з урахуванням попередньої інформації. Така схема використання вибірових результатів контролю забезпечує значне зменшення середньої довжини серії вибірок. Це означає, що розладнаність процесу буде виявлена значно швидше, ніж при звичайній схемі використання вибірових статистик, які представляють собою незалежні результати контролю.

Таким чином, відмінна особливість CUSUM-карт полягає в тому, що нанесені на карту точки не відповідають окремим спостереженнями або статистикам, як, наприклад, середнє або розмах, обчислені за одною

вибіркою [15], а представляють інформацію про спостереження від першого до останнього включно.

Процес побудови Cusum-карти є дещо складнішим, ніж, наприклад, контрольної карти Шухарта, і складається з кількох основних етапів [10]:

- вибір цільового значення;
 - до таблиці заносять отримані протягом певного періоду результати вимірювань і віднімають від них величину цільового значення;
 - послідовно сумують значення, отримані на попередньому етапі.
- Послідовні суми у вигляді графіка відображають на CUSUM-карті.

Дуже важливим аспектом при побудові CUSUM-карти є правильне масштабування, оскільки помилкове встановлення масштабу може призвести до складнощів інтерпретації або помилок при роботі з картою.

Величина відхилення (ΔX_i) фактично отриманого результату вимірювання від цільового значення μ_0 становить:

$$\Delta X_i = \bar{X}_i - \mu_0 \quad (2.7)$$

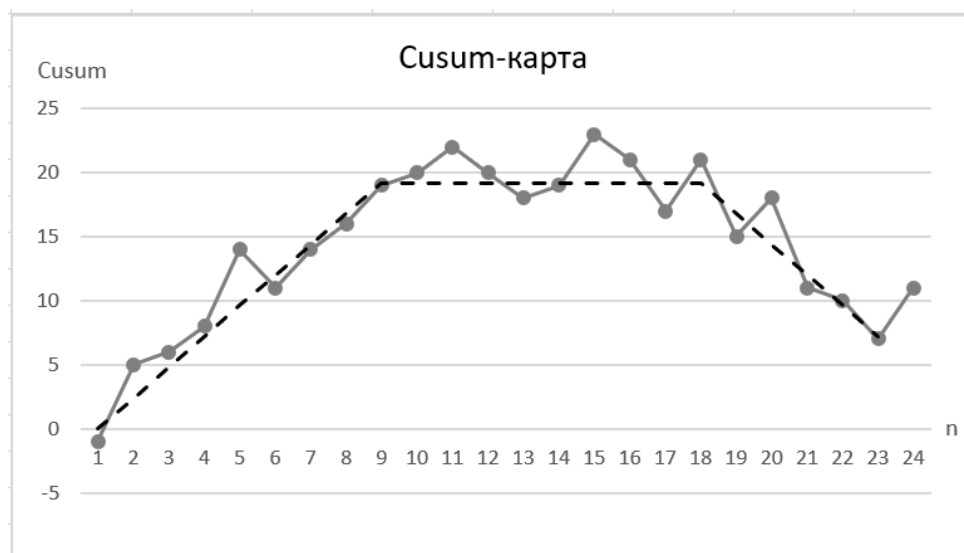
Значення кумулятивної суми відхилень фактичних значень від цільового (ΔX_Σ) розраховується за формулою:

$$\Delta X_\Sigma = \sum_{i=1}^n \Delta X_i \quad (2.8)$$

Приклад побудови контрольної карти середніх значень та відповідної CUSUM-карти наведено на рисунку 2.7.



а)



б)

а) контрольна карта середніх значень; б) CUSUM-карта, побудована для цієї ж послідовності

Рисунок 2.7 – Приклад побудови CUSUM-карти

Контрольна карта середніх значень, зображена на рисунку 2.7 а), не сигналізує про зміни стану процесу – жодна точка не виходить за контрольні границі U_{CL} та L_{CL} , відсутність семи монотонно зростаючих чи монотонно спадаючих значень, відсутність шести точок, розташованих по одну сторону центральної лінії CL тощо.

Аналіз CUSUM-карти, зображеної на рисунку 2.7 б), однозначно вказує на певні тенденції (тренди), притаманні процесу, а саме:

- позиції 1 – 9 вказують на те, що значення процесу знаходились вище цільового значення і необхідно було здійснювати коригуючі дії;
- позиції 10 – 18 показують, що значення процесу знаходились на рівні цільового значення;
- позиції 19 – 23 вказують, що значення процесу знаходились нижче цільового значення.

Для покращення візуалізації та полегшення інтерпретації CUSUM-карти рисунку 2.7 б) пунктирною лінією показаний напрямок (тренд) процесу. При цьому слід враховувати, що вертикальна вісь не є віссю фактичних результатів вимірювань, а отримані значення і нахил вгору або вниз лише вказують на те, що значення процесу вище або нижче цільового значення.

2.3.2 Теоретичні аспекти побудови CUSUM-карт

Як було зазначено раніше, відхилення $(\bar{X}_{jn} - \mu_0)$ середнього \bar{X}_{jn} значення j -ої вибірки, що містить n елементів, від опорного значення μ_0 додається з відхиленнями, отриманими з моменту моніторингу процесу в i -й момент часу (при $i = 1, (n - 1)$). Обчислене таким чином значення, наноситься як ордината на CUSUM-карту і відповідає вибірці в момент t [16]:

$$\bar{Y}_t = \sum_{j=1}^t (\bar{X}_j - \mu_0) \quad (2.9)$$

Дана статистика, зміна якої в часі досліджується, передбачає, що \bar{X}_{jn} має нормальний розподіл $N(\mu_i, \sigma_0^2/n)$ з математичним очікуванням:

$$E(Y_t) = \sum_{j=1}^t E(\mu_j - \mu_0) = \sum_{j=1}^t (\mu_j - \mu_0) \quad (2.10)$$

Якщо рівень настройки процесу μ_j в середньому не змінюється, то $E(Y_t) = (\mu - \mu_0)$ і збігається з віссю часу t , а графік значень Y_t на контрольній карті розміщується поблизу осі часу t .

При розладі процесу, тобто в момент часу t_0 відбувається зміщення рівня настройки, крива значень Y_t буде коливатися поблизу променя напівпрямой, що відповідає математичному очікуванню, яке має ненульову крутизну $(\mu_t - \mu_0)$. Якщо крива на CUSUM-карті починає все більше віддалятися від осі t , це означає, що сталося недопустиме відхилення від рівня настройки.

Оскільки вибіркові середні є випадковими величинами, то необхідно зменшити вплив та можливі зміни, зумовлені цією випадковістю. З цією метою висувається нульова гіпотеза $H_0: \mu_t = \mu_0$, тобто процес не розладжений, при альтернативній гіпотезі $H_1: \mu_t = \mu_0 \pm \Delta$, де Δ – зміщення по відношенню до опорного значення μ_0 .

При перевірці гіпотез визначається відношення ймовірностей:

$$LQ = \frac{L(x | \mu_0 + |\Delta|)}{L(x | \mu_0)}, \quad (2.11)$$

де $L(x | \mu_0 + |\Delta|)$ і $L(x | \mu_0)$ – функції правдоподібності [17] за справедливості гіпотез H_0 і H_1 , відповідно.

Відношення LQ , яке називається LQ -критерієм (likelyhood quotient), є мірою правдоподібності для гіпотез H_0 і H_1 . Так, при $LQ > 1$, більш правдоподібною є гіпотеза H_1 , а при $LQ < 1$ – рішення приймається на користь H_0 . При реалізації процедури перевірки гіпотез H_0 і H_1 можуть виникати помилкові рішення про прийняття тієї чи іншої гіпотези. Імовірність помилки 1-го роду (прийняття гіпотези H_1 , коли справедлива гіпотеза H_0) визначається завданням верхньої межі α (рівнем значущості). Імовірність помилки 2-го роду β при заданому обсязі вибірки n необхідно обчислити для кожного значення $\mu \neq \mu_0$ [18]. При класичному LQ -критерії Неймана-Пірсона [17]

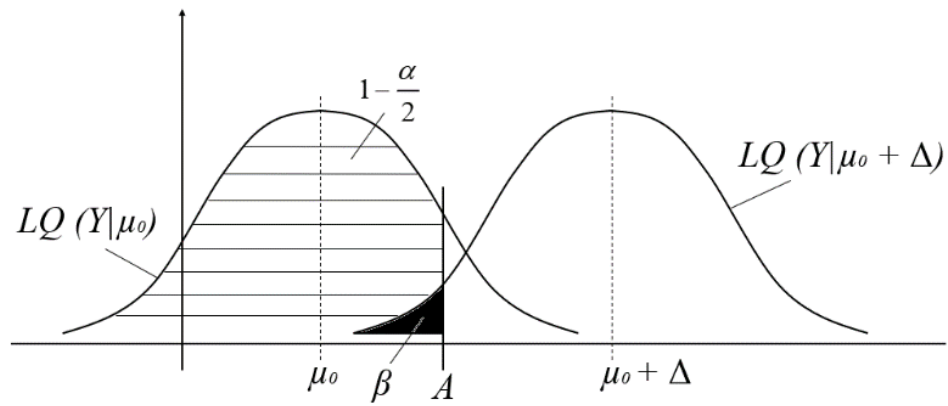
використовується одне граничне значення і рішення приймається для постійного числа вибірових значень. Запропонований Вальдом (Wald) послідовний критерій відношення ймовірностей [17], використовує два граничних значення A і B ($A < 1 < B$), які розділяють гіпотези H_0 і H_1 . При цьому, число вибірових значень послідовно збільшується на одиницю, і кожен раз приймають рішення, чи достатньо наявних даних для остаточного прийняття рішення або потрібно збільшити їх число. Статистично критерії такого роду відносяться до послідовного аналізу [19]. Застосування такого виду статистичних критеріїв дозволяє зменшувати обсяг вибірок. Контроль триває до тих пір, поки значення LQ не виходить за межі границі, близькі до одиниці. З виразу (2.11) слідує, що при $LQ \leq A$ приймається рішення про правдоподібність гіпотези H_0 , а при $LQ \geq B$ – про правдоподібність гіпотези H_1 .

На практиці зазвичай задаються значеннями α і β , і на їх підставі визначаються граничні значення A і B [16]:

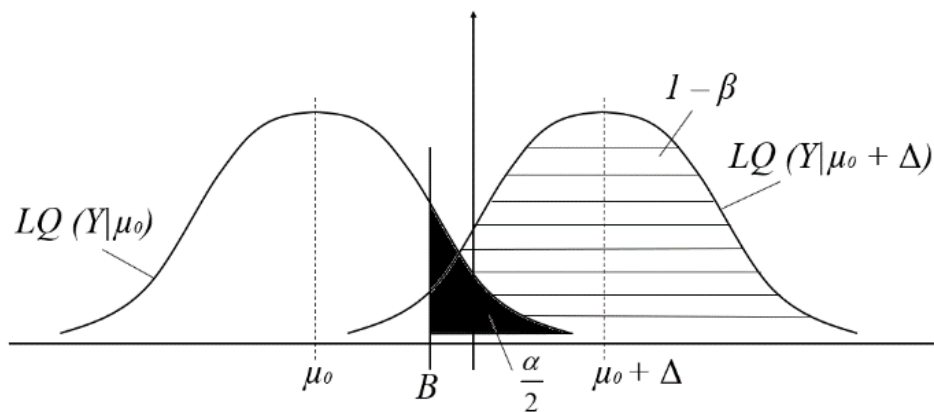
$$A = \frac{\beta}{\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)} \quad (2.12)$$

$$B = \frac{(1 - \beta)}{\frac{\alpha}{2}} \quad (2.13)$$

На рисунку 2.8 показані положення значень A і B для випадку правдоподібності прийняття гіпотези H_0 (рис. 2.8, а) і для випадку правдоподібності прийняття гіпотези H_1 (рис. 2.8, б).



а)



б)

а) для випадку правдоподібності прийняття гіпотези H_0 ;

б) для випадку правдоподібності прийняття гіпотези H_1 ;

Рисунок 2.8 – Визначення граничних значень прийняття гіпотез

Оскільки використовується двосторонній критерій, то рівень значущості приймається рівним $\alpha/2$.

При проведенні моніторингу контрольованого процесу граничні значення (межі інтервалу) є функцією від часу t , що графічно відображується у вигляді двох паралельних променів з кутом нахилу c або $-c$, як показано на рисунку 2.9.

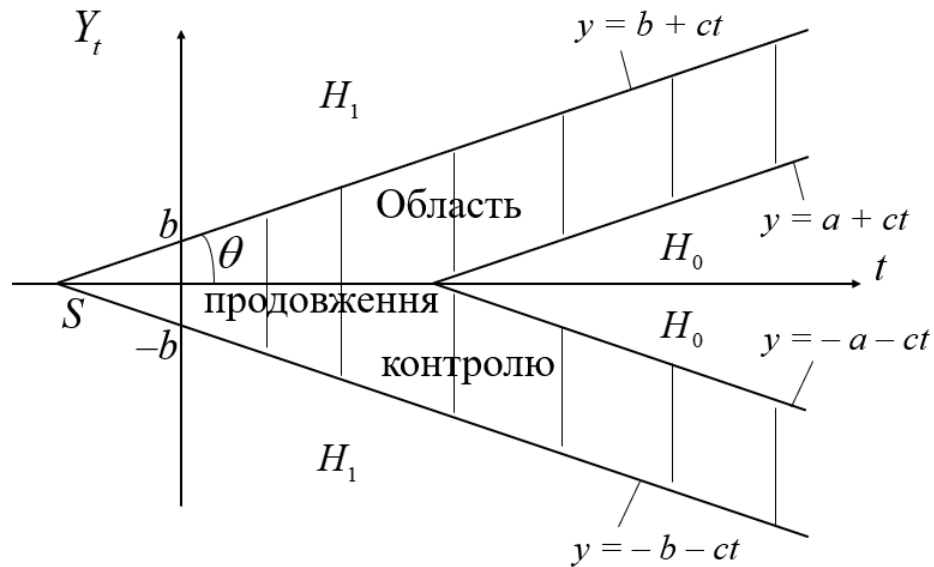


Рисунок 2.9 – Області прийняття рішень при використанні послідовної процедури

Якщо для поточного значення статистики (2.9) виконується умова $|y_t| \leq a + ct$, то справджується гіпотеза H_0 – процес не розладжений. Якщо ж $|y_t| \geq b + ct$, то справедлива гіпотеза H_1 – процес розладжений і необхідно здійснювати коригувальні дії.

За отримання результату y_t при $t = j$ всередині області, обмеженої цими променями, береться наступна вибірка, і процедура перевірки y_{j+1} триває. Область, що знаходиться між цими променями, є областю продовження контролю. Як видно з рисунку 2.9, область продовження контролю має форму горизонтально розташованої літери «V», зовнішні сторони якої називаються межами відхилення гіпотези H_0 .

При виконанні гіпотези H_0 процес знаходиться в статистично керованому стані, а завданням застосування контрольних карт є виявлення розладу процесу. Тому, при використанні контрольних карт, справедливість гіпотези H_0 при $t = j$ є лише умовою продовження моніторингу технологічного процесу. У зв'язку з цим, рішення про зупинку технологічного процесу або введення коригувальних дій приймається лише в

разі, коли статистика (2.9) потрапляє в область прийняття гіпотези H_1 , тобто при $|y_t| \geq b + ct$.

Розглянутий метод перевірки гіпотез $H_0: \mu_t = \mu_0$ і $H_1: \mu_t = \mu_0 + \Delta$, відображений на рис. 2.9, називають прямонаправленим послідовним LQ-критерієм.

2.3.3 Застосування послідовного LQ-критерію для моніторингу процесу

Розглянемо застосування послідовного критерію відношення ймовірностей для генеральної сукупності, елементи якої, що є контрольованими ознаками, мають нормальний розподіл із заданою дисперсією σ_0^2 і опорним значенням μ_0 . При цьому формулюється нульова гіпотеза $H_0: \mu = \mu_0$ при альтернативній гіпотезі $H_1: \mu_t = \mu_0 \pm \Delta$.

Для нормального розподілу, беручи до уваги, що для «поточної» вибірки проводиться n спостережень, а потім знаходиться середнє значення, густина розподілу ймовірностей буде:

$$f(\bar{x}_j | \mu_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \frac{\sigma_0}{n}} \cdot \exp \left[-\frac{(\bar{x}_j - \mu_0)^2 \cdot n}{2\sigma_0^2} \right] \quad (2.14)$$

У цьому випадку відношення ймовірностей (2.11) приймає вигляд:

$$LQ_n = \frac{\prod_{j=1}^n f(\bar{x} | \mu_0)}{\prod_{j=1}^n f(\bar{x} | (\mu_0 \pm \Delta))}, \quad (2.15)$$

де функції правдоподібності при справедливості гіпотез H_0 і H_1 відповідно, мають вигляд:

$$L(\bar{x} | \mu_0) = \frac{1}{\left(\sqrt{2\pi} \cdot \frac{n}{\sigma_0}\right)^t} \cdot \exp \left[\frac{\sum_{j=1}^t (\bar{x}_j - \mu_0)^2 \cdot n}{2\sigma_0^2} \right] \quad (2.16)$$

$$L(\bar{x} | \mu_0 \pm \Delta) = \frac{1}{\left(\sqrt{2\pi} \cdot \frac{n}{\sigma_0}\right)^t} \cdot \exp \left[\frac{\sum_{j=1}^t (\bar{x}_j - (\mu_0 \pm \Delta))^2 \cdot n}{2\sigma_0^2} \right] \quad (2.17)$$

На практиці критерій відношення ймовірностей представляють в логарифмічній формі. Виходячи з (2.16) і (2.17), після логарифмування, вираз (2.15) матиме наступний вигляд:

$$\ln(LQ_n) = \frac{n}{2\sigma_0^2} \cdot \left[\sum_{j=1}^t (\bar{x}_j - \mu_0)^2 - \sum_{j=1}^t (\bar{x}_j - \mu_0 \mp \Delta)^2 \right]. \quad (2.18)$$

Після простих математичних перетворень отримаємо вираз:

$$\ln(LQ_n) = \frac{\left[\pm 2 \cdot \sum_{j=1}^t (\bar{x}_j - \mu_0) \cdot \Delta - \sum_{j=1}^t \Delta^2 \right] \cdot n}{2\sigma_0^2} \quad (2.19)$$

Зважаючи, що $\sum_{j=1}^t (\bar{x}_j - \mu_0) = Y_t$ і вводячи нормоване зміщення процесу

$\delta = \frac{\Delta}{\sigma_0}$, остаточно отримаємо:

$$\ln(LQ_n) = -\frac{nt\delta^2}{2} \pm \frac{n\delta Y_t}{\sigma_0} \quad (2.20)$$

У частині 2.3.2 цієї роботи було показано, що граничній ситуації, коли приймається альтернативна гіпотеза H_1 (контроль триває), відповідає граничне значення В, представлене виразом (2.13). Логарифм відношення правдоподібності для даного випадку буде:

$$\ln(LQ_n) = \ln \frac{1-\beta}{\frac{\alpha}{2}} \quad (2.21)$$

Наступним етапом є знаходження параметрів граничних напівпрямих [16]. На підставі рівності лівих частин (2.20) і (2.21) слідує:

$$-\frac{nt\delta^2}{2} \pm \frac{n\delta Y_t}{\sigma_0} = \ln \frac{1-\beta}{\frac{\alpha}{2}} \quad (2.22)$$

або

$$|Y_t| \frac{n\delta}{\sigma_0} = \ln \frac{1-\beta}{\frac{\alpha}{2}} - \frac{nt\delta^2}{2} \quad (2.23)$$

Визначимо значення $|Y_t|$ для $t = 0$, що буде відповідати відрізку, який відсікається на осі Y_t (див. рисунок 2.9) позитивних і негативних значень. Підставимо в (2.23) $t = 0$ і отримаємо:

$$b = \frac{\sigma_0}{n\delta} \cdot \ln \frac{1-\beta}{\frac{\alpha}{2}} \quad (2.24)$$

Візьмемо похідну по t від виразу (2.23), яка визначає тангенс кута нахилу променів s , що відповідають верхньому і нижньому граничному значенню допустимих відхилень процесу:

$$\operatorname{tg} \theta = \frac{\delta\sigma_0}{2} \quad (2.25)$$

Точка перетину S цих променів, яка лежить на осі t , визначиться як висота SO трикутника $(-b)$, S , (b) . Позначимо відрізок SO через d . Тоді з трикутника отримаємо співвідношення:

$$d = \frac{b}{c} \quad (2.26)$$

Підставивши значення b та c у вираз (2.26), отримаємо:

$$d = \frac{2}{n\delta^2} \cdot \ln \frac{1-\beta}{\frac{\alpha}{2}} \quad (2.27)$$

На практиці значенням β нехтують, тоді:

$$d = -\frac{2}{n\delta^2} \cdot \ln \frac{\alpha}{2} \quad (2.28)$$

Таким чином, ордината, що наноситься на контрольну карту, і відповідає даному моменту часу, дорівнює сумі ординати Y_t поточного спостереження і значення статистики, обчисленого за попередньою вибіркою.

Методи, які застосовуються для оцінювання CUSUM-карт, спрямовані на розпізнавання моменту часу, починаючи з якого процес зміни критерію відношення ймовірностей LQ_n занадто швидко зростає або зменшується, що свідчить про неприйнятне, по відношенню до встановленої (заданої) норми, зміщення рівня настройки процесу. Це дозволяє виявити зміну метрологічних характеристик ЗВТ на початковому етапі і співставляти ці зміни з допустимими граничними значеннями, тим самим встановлювати час проведення калібрування.

2.3.4 Графічне оцінювання CUSUM-карт з використанням V-маски

Проведення графічної оцінки CUSUM-карт за допомогою V-маски був запропонований Barnard [17]. При обробці CUSUM-карт з використанням V-маски використовується шаблон з розрізом у вигляді літери «V», який утворює границі області відхилення. Оскільки буква «V» в масці повернута на 180° , у порівнянні з випадком, розглянутим у частині 2.3.2 цієї роботи, то процедуру обробки карт за допомогою V-маски пов'язують з назад спрямованим LQ -критерієм, тобто процес розладу процесу встановлено, і потрібно встановити, в який момент часу він почався. Суть методу показана на рисунку 2.10.

При обробці CUSUM-карти на неї накладається шаблон (заштрихована частина на рисунку 2.10) вирізом вліво, а бісектриса кута повинна бути спрямована паралельно осі t . Потім маска зміщуються вздовж кривої накопичених сум з тим, щоб подальша точка на карті збігалася з точкою O V-маски. При цьому довжина відрізка SO дорівнює значенню d , розрахованому відповідно до (2.28); кут розкриття $2 \cdot \theta$ V-маски вибирають відповідно до (2.25) як $\theta = \arctan\left(\frac{\delta\sigma_0}{2}\right)$.

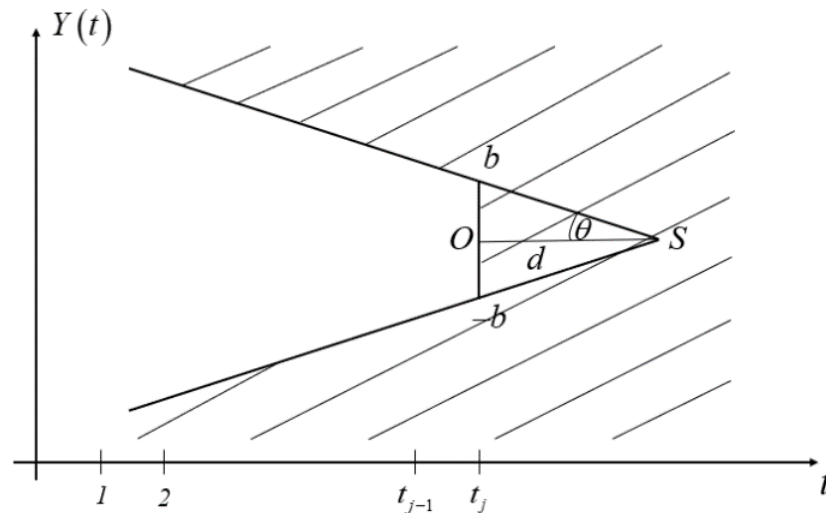


Рисунок 2.10 – Шаблон V-маски для оцінювання CUSUM-карти

Якщо графік, який представляє послідовно з'єднані між собою точки $(1, y_1), \dots, (t, y_t)$, знаходиться всередині V-маски, то до моменту часу t зміщення процесу від заданого значення μ_0 було незначним і обумовлено впливом випадкових величин і обмеженим обсягом n вибірок. Якщо ж графік перетинає одну із сторін V-маски, це свідчить про те, що до моменту часу t відхилення процесу від заданого (номінального) значення μ_0 настільки велике, що необхідно втручатися в процес.

Слід звернути особливу увагу на той факт, що обчислення параметрів шаблону втрачає сенс, якщо не враховувати масштабний коефіцієнт f , який показує, скільки одиниць по осі Y_t відповідає одній одиниці по осі t . Це

складає значну відмінність від карт Шухарта, для яких важливий масштаб тільки по вертикальній осі.

Вираз (2.25), за яким розраховується кут θ , можна застосовувати безпосередньо, тільки коли по осі t (вісь абсцис) і осі Y_t (вісь ординат) відкладаються величини в однаково масштабованих одиницях. Зважаючи на це, в загальному випадку, вираз (2.25) слід записати наступним чином:

$$\operatorname{tg} \theta = \frac{\delta \sigma}{2f}, \quad (2.29)$$

де f – масштабний коефіцієнт.

Параметр V-маски d визначається відповідно до виразу (2.28).

Відповідно до (2.25) кут «розкриття» V-маски залежить від зміщення Δ процесу, тобто:

$$\theta = \operatorname{arctg} \frac{\delta \sigma_0}{2f} = \operatorname{arctg} \frac{\Delta}{2f} \quad (2.30)$$

Тому, чим менше передбачуване допустиме зміщення процесу, тим менше буде кут θ , отже, буде більше число кроків з моменту часу t_0 , коли буде встановлено розлад процесу.

Параметрами V-маски є також значення b – ординати, що відсікається променем, який відповідає границі поділу області прийняття рішення при послідовній процедурі, і значення d – відстань від точки початку координат до точки S перетину променів (напівосей). Ці параметри залежать від значення рівня статистичної значущості α перевірки гіпотез (помилки першого роду). Аналіз цих виразів показує, що чим менше значення α , тим більше часу (кроків) пройде з моменту розладу процесу до моменту встановлення цього факту при використанні CUSUM-карти.

Для подальшого дослідження особливостей використання CUSUM-карт змоделюємо випадковий процес, який має нормальний розподіл з опорним рівнем настройки процесу $\mu_0 = 100$ одиниць і $\sigma_0 = 20$ одиниць [16].

Для кожного моменту часу $t = 1, 2, \dots$ взята вибірка обсягом $n = 5$ і обчислені середні значення для цих вибірок. Отримані середні значення при статистично керованому процесі представлені в колонці 2 таблиці 2.1, а в колонці 3 представлені відхилення поточного середнього \bar{x}_j для j -го моменту часу від нормованого рівня μ_0 .

Таблиця 2.1 – Вибіркові значення процесу

№, з/п	Нормальний хід процесу			Зміщення на $\delta = + 0,5$		
	\bar{x}_j	$\bar{x}_j - 100$	y_{ij}	\bar{x}_j	$\bar{x}_j - 100$	y_{ij}
1	2	3	4	5	6	7
1	91,4	-8,6	-8,6	91,4	-8,6	-8,6
2	97,2	-2,8	-11,4	97,2	-2,8	-11,4
3	92,8	-7,2	-18,6	92,8	-7,2	-18,6
4	107,8	7,8	-10,8	107,8	7,8	-10,8
5	110	10	-0,8	110	10	-0,8
6	97,2	-2,8	-3,6	97,2	-2,8	-3,6
7	112,4	12,4	8,8	112,4	12,4	8,8
8	103	3	11,8	103	3	11,8
9	95,6	-4,4	7,4	95,6	-4,4	7,4
10	95,2	-4,8	2,6	95,2	-4,8	2,6
11	103,2	3,2	5,8	113,2	13,2	15,8
12	95,8	-4,2	1,6	105,8	5,8	21,6
13	91	-9	-7,4	101	1	22,6
14	94,6	-5,4	-12,8	104,6	4,6	27,2
15	109	9	-3,8	119	19	46,2
16	102	2	-1,8	112	12	58,2
17	105	5	3,2	115	15	73,2
18	109,6	9,6	12,8	119,6	19,6	92,8
19	106,6	6,6	19,4	116,6	16,6	109,4
20	92,8	-7,2	12,2	102,8	2,8	112,2

Спочатку нанесемо отримані значення на контрольну карту Шухарта середніх значень. Для цього визначимо значення верхньої і нижньої контрольних границь при $\alpha = 0,01$:

$$U_{CL} = \mu_0 + \frac{z_{0,995} \cdot \sigma_0}{\sqrt{n}} = 100 + 1,152 \cdot 20 = 123,04 \text{ од.}$$

$$L_{CL} = \mu_0 - \frac{z_{0,995} \cdot \sigma_0}{\sqrt{n}} = 100 - 1,152 \cdot 20 = 76,96 \text{ од.}$$

Порівняємо з цими межами середні значення вибірок \bar{x}_j , представлені в колонці 2 таблиці 2.1, тобто коли відсутнє зміщення. Можна зробити висновок, що процес статистично керований – всі значення не виходять за межі цих границь, а розкид обумовлений лише впливом випадкових величин.

Введемо в змодельований нормально протікаючий випадковий процес зміщення $\Delta = +10$ од., чому відповідає $\delta = \frac{\Delta}{\sigma_0} = 0,5$. Це зміщення вводиться в момент часу $t = 11$ і залишається постійним. Вибіркові середні значення для цього випадку представлені в колонці 5 таблиці 2.1, де, починаючи з моменту часу $t = 11$, вони збільшені на 10 од.

Нанесемо отримані результати на контрольну карту Шухарта середніх значень (див. рисунок 2.11). Пунктирною лінією на карті відображений графік із зміщенням $\delta = \frac{\Delta}{\sigma_0} = 0,5$.

З рисунка 2.11 видно, що хоча процес і є розладженим, класична контрольна карта середніх значень цього не виявляє.

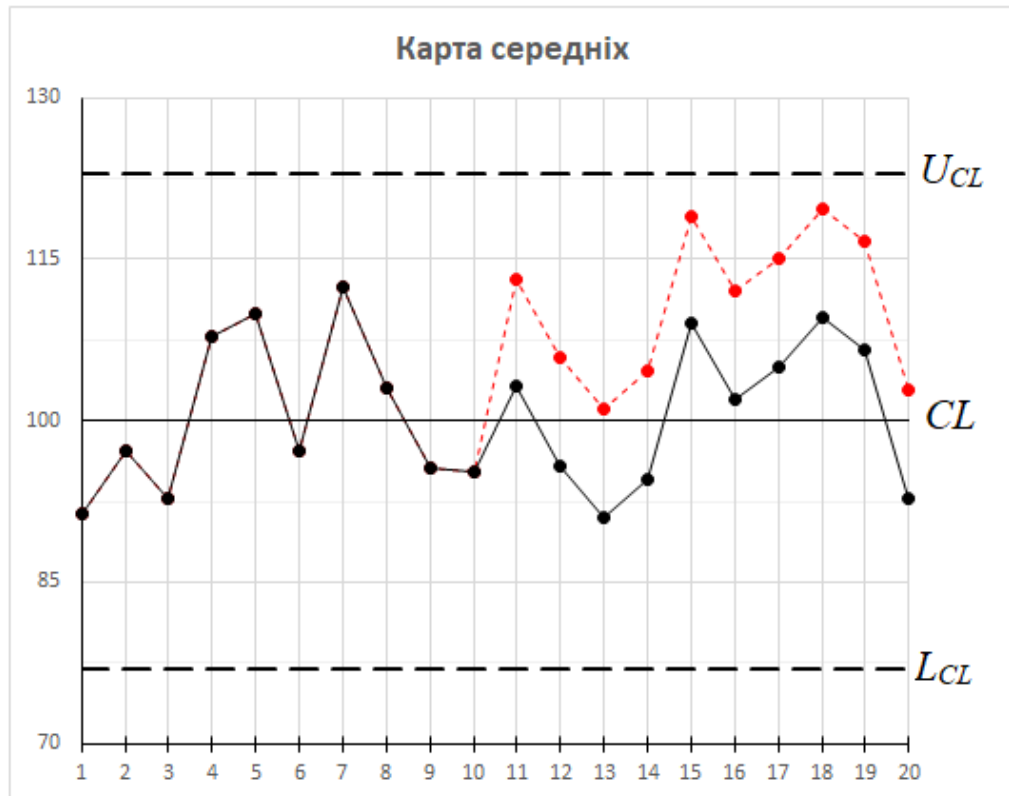


Рисунок 2.11 – Контрольна карта середніх значень нормально протікаючого процесу та процесу із зміщенням

Оцінимо цю ситуацію з використанням Cusum-карти. У колонці 4 таблиці 2.1 наведені накопичені суми y_t відхилень процесу $(x_j - 100)$ для $j = \overline{1, t}$ при нормальному його протіканні. Ця ситуація відображена на рисунку 2.12 кривою у вигляді суцільних ліній. Як видно з рисунку 2.12, графік коливається випадковим чином відносно осі часу, що є свідченням статистичної керованості процесу.

При наявності зміщення середні значення та накопичені суми для $t = \overline{11, 20}$ наведено у колонках 5 та 7 таблиці 2.1. На рисунку 2.12 графік накопичених сум із зміщенням відображений пунктирною лінією. Починаючи з моменту $t = 11$, спостерігається тенденція постійного зростання графіка. Це є ознакою появи постійного зміщення. Необхідно виявити

момент, коли зростання не можна пояснити тільки впливом випадкових величин.

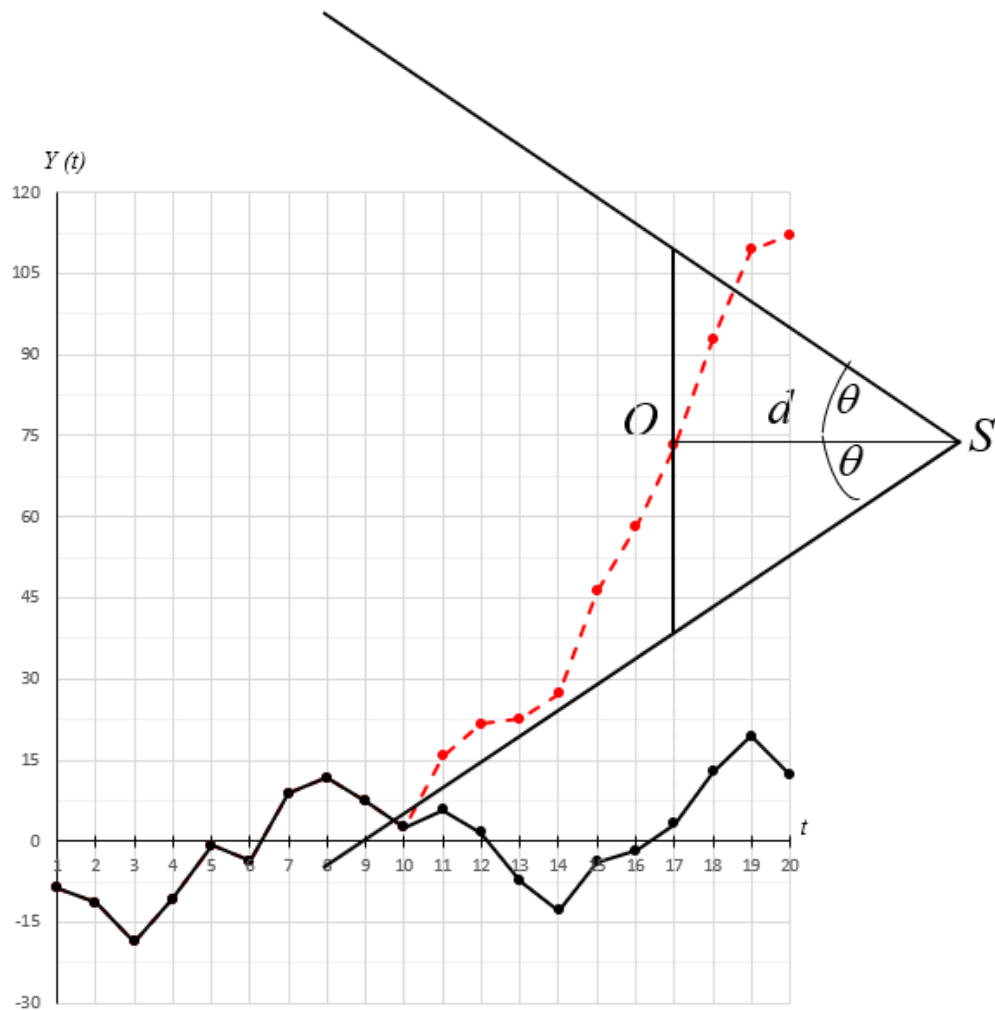


Рисунок 2.12 – Побудова Cusum-карти із зміщенням рівня настройки величиною $\delta = +0,5$

Розглянемо механізм виявлення розладу процесу із застосуванням графічного методу – використання V-маски. Для цього визначимо параметри V-маски, виходячи з виразів (2.25) та (2.28):

$$\theta = \arctg \frac{\delta \sigma_0}{2f} \text{ та } d = -\frac{2}{n\delta^2} \cdot \ln \frac{\alpha}{2}.$$

Виходячи з графіка, представленого на рисунку 2.12, визначимо масштабний коефіцієнт $f = 7,5$. Підставивши значення $\delta = 0,5$, $\sigma_0 = 20$, $n = 5$ і $\alpha = 0,005$, отримаємо:

$$\theta = \arctg \frac{0,5 \cdot 20}{2 \cdot 7,5} = 33,7^\circ;$$

$$d = -\frac{2}{5 \cdot 0,25} \cdot \ln(0,005) = 8,48.$$

Побудуємо шаблон V-маски накопичених сум для середніх значень з параметрами: $\theta = 33,7^\circ$ і $d = 8,48$.

Накладаємо шаблон V-маски на графік накопичених сум, поєднуючи точку O з поточною j -ою ($j = 12, 13, \dots$) точкою на CUSUM-карті і орієнтуємо бісектрису кута розкриття 2θ паралельно осі t . Якщо графік CUSUM-карти при поєднанні з точкою Y_j , t_j ($j = 11, 12, \dots$) знаходиться всередині V-маски, то робиться висновок, що до моменту часу $t = j$ зміщення рівня налаштування процесу є незначним. При перетині графіком однієї із сторін V-маски, приймається рішення про необхідність втручання в процес. У прикладі, наведеному на рисунку 2.12, в момент часу $t = 17$ CUSUM-карта встановила наявність зміщення процесу на $\Delta = +10$ од. Якщо графік перетинає нижню сторону V-маски, то має місце негативне зміщення процесу.

Таким чином, для наведеного прикладу контрольні карти Шухарта при зміщенні рівня настройки процесу на $\delta = +0,5$ при $\alpha = 0,01$ не виявляють розладнаність. Це обумовлено тим, що, як показано в [20], для виявлення статистичної некерованості процесу необхідно, щоб пройшло в середньому 20 кроків з моменту появи зміщення. У той же час CUSUM-карта дозволяє виявити зміщення $\Delta = +10$ од. на 6 кроці проведеного моніторингу.

Проведені дослідження довели, що застосування CUSUM-карти дозволяє із заданим ступенем точності і достовірності судити про стан процесу і, за необхідності, оперативно регулювати хід технологічного

процесу, прогнозувати і виробляти оптимальні управлінські рішення на основі вивчення фактичних даних, трендів і закономірностей.

2.3.5 Чисельний метод оцінювання CUSUM-карт із застосуванням схеми інтервалів прийняття рішень

Чисельний метод оцінювання із використанням схеми інтервалів прийняття рішень (EIS) був запропонований Page [21]. На відміну від використання графічного методу V-маски, який вимагає обов'язкової присутності оператора і важко піддається автоматизації, чисельний метод оцінювання із застосуванням схеми інтервалів прийняття рішень може бути реалізовано із використанням сучасної обчислювальної техніки та програмної автоматизації розрахунків.

Для реалізації даного методу замість статистики Y_t вводяться дві величини [22]:

$$S_t^+ = \sum_{j=1}^t (\bar{X}_{jn} - \mu_0 - K) \quad (2.31)$$

$$S_t^- = \sum_{j=1}^t (\bar{X}_{jn} - \mu_0 + K), \quad (2.32)$$

де \bar{X}_{jn} – середнє значення j -ої вибірки, що містить n елементів;

μ_0 – опорне значення;

K – розрахункова постійна величина.

Для зростаючих накопичених сум вводяться межі прийняття рішень (+ H), для спадаючих – (мінус H), з якими відповідно порівнюються реалізації S_t^+ і S_t^- . При цьому, поки виконується умова:

$$(\bar{X}_{jn} - \mu_0 - K) \leq 0 \quad (2.33)$$

або

$$\left(\bar{X}_{jn} - \mu_0 + K\right) \geq 0 \quad (2.34)$$

контрольна картка не заповнюється – вважається, що зміни S_t^+ і S_t^- обумовлені впливом випадкових величин.

Якщо ж умова (2.33) не виконується, тобто при $\left(\bar{X}_{jn} - \mu_0 - K\right) > 0$, підраховується сума S_t^+ , а при $\left(\bar{X}_{jn} - \mu_0 + K\right) < 0$ – сума S_t^- . Якщо ж на будь-якому етапі виконується умова (2.33) або (2.34), підрахунок припиняється і починається з моменту, коли ці нерівності не виконуються.

Як тільки значення однієї з накопичених сум S_t^+ або S_t^- досягне відповідно верхньої $(+H)$ або нижньої (мінус H) межі інтервалу прийняття рішень, то відхилення рівня налаштування досліджуваного процесу від заданого (опорного) значення μ_0 з моменту часу j ($j \leq t$) вважається істотним. Його не можна пояснити впливом тільки випадкових величин і слід втрутитись в процес для його коригування.

Надалі проведемо дослідження еквівалентності методу обробки CUSUM-карт з використанням інтервалів прийняття рішень (EIS), і розглянутого у частині 2.3.4 цієї роботи графічного методу з використанням V-маски. Було встановлено, що вихід процесу із стану статистичної керованості починається з моменту, коли граничні промені, що розділяють області прийняття рішень, почнуть перетинати криву статистики Y_t . Таким чином, поки ця крива знаходиться між граничними променями, тобто швидкість зміни $(y_t - \mu_0)$ CUSUM-значень на інтервалі $(t - 1)$ і t буде менше $tg\theta$, процес проходить нормально.

Як вже зазначалося, при застосуванні схеми інтервального прийняття рішення, вважається, що процес знаходиться у статистично керованому стані, якщо

$$(y_t - \mu_0) < K, t = 1, 2, \dots$$

Виходячи з наведених вище нерівностей (2.33) і (2.34), можна зробити висновок, що еквівалентність двох методів обробки CUSUM-карт забезпечується при:

$$K = tg\theta \quad (2.35)$$

або з урахуванням коефіцієнта f , який залежить від масштабу за осями ординат і абсцис V-маски, отримаємо:

$$K = f \cdot tg\theta \quad (2.36)$$

Як вже зазначалося, застосування прямо-спрямованого послідовного LQ -критерію дозволяє виявити момент часу t_0 , коли зміна процесу не може бути пояснена тільки впливом випадкових причин, а й наявністю істотного систематичного впливу, тобто розладу процесу і зміщенням первинного рівня налаштування.

Застосування V-маски дозволяє вирішити зворотну задачу: при фіксації моменту розладу технологічного процесу встановити, в який час ця подія відбулася. Припустимо, що через m кроків CUSUM-карта виявила розлад процесу, тобто у момент $t_e = t_0 + m$.

Отже, в момент t_e , відповідно до правила застосування V-маски, необхідно втручатися в хід процесу, оскільки:

$$\sum_{j=t_0}^{t_0+m} (y_j - \mu_0) \geq (d + m)tg\theta \quad (2.37)$$

Це пояснюється тим, що в момент часу t_e зростаюча крива, яка відображає накопичену суму, перетне верхній граничний промінь V-маски. Доданок в правій частині нерівності (2.37) можна представити як:

$$m \cdot tg\theta = \sum_{t_0}^{t_0+m} tg\theta. \quad (2.38)$$

Таким чином, з урахуванням коефіцієнта масштабування, отримаємо:

$$K = f \cdot \operatorname{tg} \theta \quad (2.39)$$

$$\sum_{j=t_0}^{t_0+m} (y_j - \mu_0 - \operatorname{tg} \theta) \geq d \cdot \operatorname{tg} \theta \quad (2.40)$$

З іншого боку, при застосуванні методу інтервалів прийняття рішення маємо:

$$\sum_{j=t_0}^{t_0+m} (y_j - \mu_0 - K) \geq H \quad (2.41)$$

Порівнюючи вирази (2.40) і (2.41), з урахуванням коефіцієнта масштабування, отримаємо:

$$H = d \cdot f \cdot \operatorname{tg} \theta \quad (2.42)$$

або

$$H = f \cdot \frac{b}{c} \cdot c = b \cdot f \quad (2.43)$$

При виборі параметрів K і H відповідно до виразів (2.39) та (2.43) застосування обох методів обробки CUSUM-карти є еквівалентним.

Однак слід зауважити, що при побудові V-маски «кут розкриття» її безпосередньо пов'язаний з граничним допустимим зміщенням процесу Δ_0 і, виходячи з вимог до якості процесу, необхідно мати у своєму розпорядженні сукупність таких V-масок. При застосуванні чисельного методу така проблема не виникає. Більш того, можна досить просто змінювати рівень налаштування α , чого не можна зробити при графічному аналізі.

Розглянемо процес, змодельований у частині 2.3.4 цієї роботи, застосовуючи чисельний метод, побудований на основі схеми інтервалів

прийняття рішень EIS. Спочатку необхідно обчислити параметри K і H . Константа K визначається як:

$$K = f \cdot \operatorname{tg} \theta = 7,5 \cdot 0,667 = 5,005$$

Межі прийняття рішень визначаються як:

$$H = d \cdot f \cdot \operatorname{tg} \theta = 8,48 \cdot 7,5 \cdot 0,667 = 42,4212,$$

з якими порівнюються статистики S_t^+ і S_t^- , розраховані згідно з виразами (2.31) і (2.32).

У колонці 2 таблиці 2.2 наведено ті ж самі вихідні дані, що і в таблиці 2.1 за відсутності зміщення (розладу). При цьому розсіювання результатів визначається тільки впливом випадкових величин. У колонці 7 таблиці 2.2 представлені вибіркові середні для випадку, коли в момент $t = 11$ з'являється зміщення рівня процесу $\Delta = +10$ од. Значення S_t^+ і S_t^- (при $t = 1, 2, \dots$) для процесу без зміщення та із зміщенням (при $t = 11$) представлені відповідно в колонках 4, 6 та 9, 11 таблиці 2.2 [22].

Таблиця 2.2 – Вибіркові середні значення процесу та розраховані статистики S_t^+ і S_t^-

№ з/п	Нормальний хід процесу					Зміщення на $\delta = +0,5$				
	\bar{x}_j	$\bar{x}_j - 100$ $-K$	S_t^+	$\bar{x}_j - 100$ $+K$	S_t^-	\bar{x}_j	$\bar{x}_j - 100$ $-K$	S_t^+	$\bar{x}_j - 100$ $+K$	S_t^-
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	91,4	-13,6025		-3,5975	-3,5975	91,4	-13,6025		-3,5975	-3,5975
2	97,2	-7,8025		2,2025	-1,395	97,2	-7,8025		2,2025	-1,395
3	92,8	-12,2025		-2,1975	-3,5925	92,8	-12,2025		-2,1975	-3,5925
4	107,8	2,7975	2,7975	12,8025		107,8	2,7975	2,7975	12,8025	
5	110	4,9975	7,7950	15,0025		110	4,9975	7,7950	15,0025	
6	97,2	-7,8025		2,2025		97,2	-7,8025		2,2025	

Продовження таблиці 2.2

7	112,4	7,3975	7,3975	17,4025		112,4	7,3975	7,3975	17,4025	
8	103	-2,0025	5,3950	8,0025		103	-2,0025	5,3950	8,0025	
9	95,6	-9,4025		0,6025		95,6	-9,4025		0,6025	
10	95,2	-9,8025		0,2025		95,2	-9,8025		0,2025	
11	103,2	-1,8025		8,2025		113,2	8,1975	8,1975	18,2025	
12	95,8	-9,2025		0,8025		105,8	0,7975	8,995	10,8025	
13	91	-14,0025		-3,9975	-3,9975	101	-4,0025	4,9925	6,0025	
14	94,6	-10,4025		-0,3975	-4,395	104,6	-0,4025	4,59	9,6025	
15	109	3,9975	3,9975	14,0025		119	13,9975	18,5875	24,0025	
16	102	-3,0025	0,9950	7,0025		112	6,9975	25,585	17,0025	
17	105	-0,0025	0,9925	10,0025		115	9,9975	35,5825	20,0025	
18	109,6	4,5975	5,5900	14,6025		119,6	14,5975	50,18	24,6025	
19	106,6	1,5975	7,1875	11,6025		116,6	11,5975	61,7775	21,6025	
20	92,8	-12,2025		-2,1975	-2,1975	102,8	-2,2025	59,575	7,8025	

Реалізації S_t^+ і S_t^- для j -ої точки ($j = 1, 2, 3, \dots$) порівнюються з інтервалами прийняття рішення $(-H)$ і $(+H)$. Побудова контрольних карт проводиться наступним чином. При виконанні умови $\bar{x}_j - \mu_0 - K \leq 0$ підрахунок суми S_t^+ не проводиться. Починаючи з $\bar{x}_j - \mu_0 - K > 0$ підраховується сума S_t^+ . Ця сума збільшується або зменшується в залежності від значення і знаку нових доданків. Якщо на j -му етапі сума стає менше або дорівнює нулю, тобто $S_t \leq 0$, процес підрахунку припиняється. У колонках 3 і 4 таблиці 2.2 наведені значення $(\bar{x}_j - 100 - K)$ і S_t^+ для $t = 1, 2, \dots$. Як впливає з наведених даних, від моменту $t = 1$ до $t = 3$ $(\bar{x}_j - 100 - K) < 0$, тому графа для S_t^+ не заповнюється. У момент часу $t = 4$ значення $(\bar{x}_j - 100 - K)$ стає позитивним, починається підрахунок S_t^+ , і на графіку відкладається відповідна ордината. Процедура накопичення S_t^+ , а отже,

побудова графіка триває до $t = 5$. В цей момент часу $S_t^+ > 0$. Аналогічно процедура підрахунку суми S_t^+ триває для всіх наявних результатів. Графік для значень S_t^+ розташовується вище осі абсцис.

При підрахунку накопичення суми S_t^- (колонка 6 таблиці 2.2), виходять зі знаку виразу $(\bar{x}_j - 100 + K)$. Якщо цей вираз менше нуля, починається підрахунок сум S_t^- . Ця сума може також зменшуватися або збільшуватися на кожному наступному кроці. Якщо вона стає рівною або більше нуля, процес рахунку припиняється. Процес знову починається з моменту, коли $(\bar{x}_j - 100 + K)$ стане менше нуля. Так при налагодженому процесі підрахунок S_t^- починається з моменту $t = 1$ і закінчується при $t = 4$, і знову починається при $t = 13$.

Вихідні дані при зміщенні рівня налаштування з моменту $t = 11$ на $\Delta = +10$ од. наведені в колонці 7 таблиці 2.2, результати розрахунків представлені в колонках 8 і 9 цієї ж таблиці. Розрахунок значень величини S_t^- з моменту $t = 11$ при зміщенні рівня настройки на $\delta = +0,5$ не проводиться, оскільки $(\bar{x}_j - 100 + K)$ для $t = 11, \dots, 20$ буде більше нуля. На рисунку 2.13 пунктирною лінією наведено графік, що відображає зміну накопиченої суми S_t^+ з моменту $t = 11$, тобто починаючи з моменту розладу процесу.

Як бачимо, результати, отримані із застосуванням V-маски і чисельного методу із використанням схеми інтервалів прийняття рішення, ідентичні, при цьому реалізація чисельного методу є простішою.

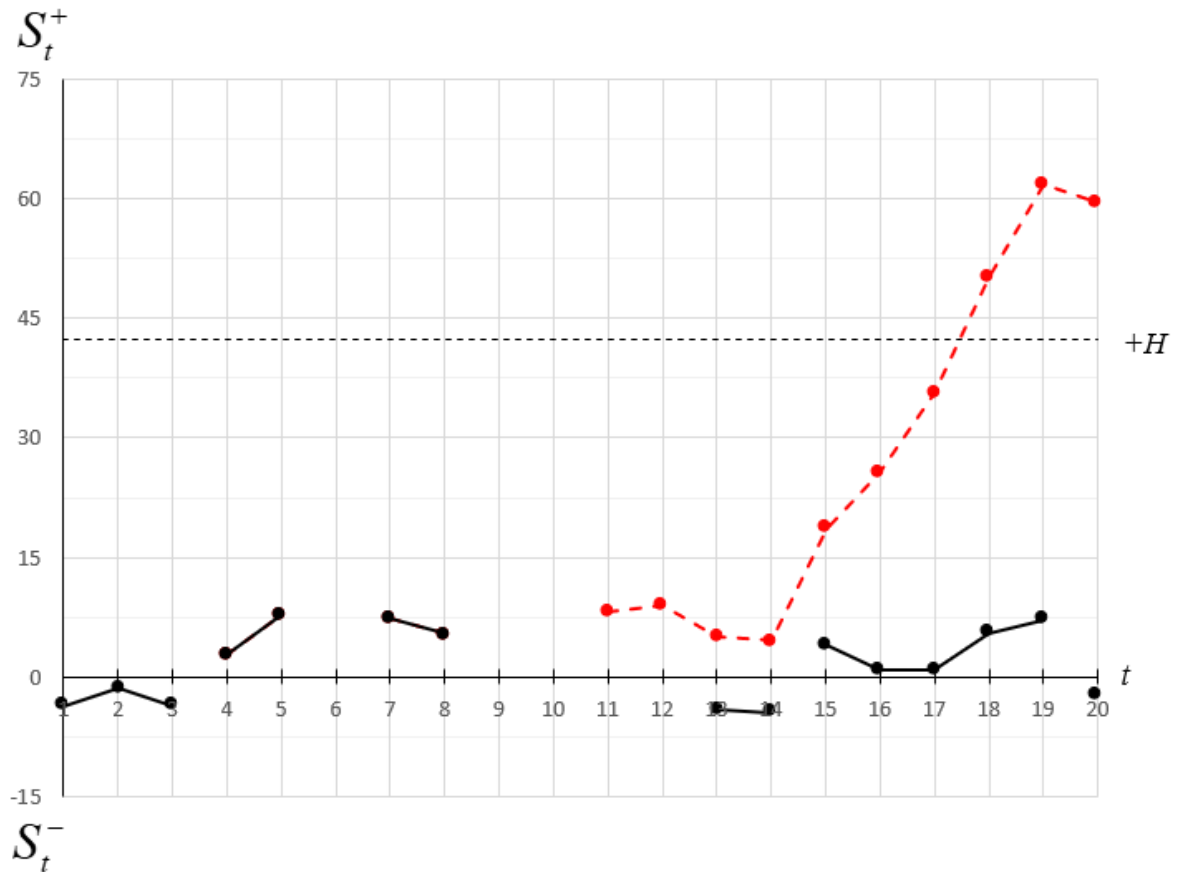


Рисунок 2.13 – Графік обробки CUSUM-карти (схема EIS) для нормального ходу процесу і розладу рівня налаштування на $\delta = +0,5$ при $t = 11$ (пунктирна лінія)

2.4 Розроблення методу ковзної регресії на CUSUM-карті

Проведений аналіз показав, що CUSUM-карти швидше встановлюють наявність незначних зміщень процесу, ніж класичні карти Шухарта. Втім, якщо мова йде про використання еталонів чи ЗБТ у лабораторіях, необхідність вчасного виявлення зміни їх метрологічних характеристик постає особливо гостро, оскільки вони застосовуються для передачі розмірів одиниць фізичних величин, контролю параметрів готової продукції, забезпечення єдності вимірювань тощо. Враховуючи зазначене, постає задача розроблення підходу, який дозволив би іще оперативніше, ніж CUSUM-

карти, вказати на зміну (дрейф) метрологічних характеристик еталонів та ЗВТ.

У частині 2.3.4 розглянуто графічний метод інтерпретації CUSUM-карт, який є досить складним, першою чергою тому, що передбачає однозначне і коректне масштабування графіків на картах. При цьому, масштабування CUSUM-карти необхідно проводити для кожного окремо взятого випадку, що передбачає постійну участь оператора при моніторингу. Враховуючи зазначене, а також високі обчислювальні можливості сучасної техніки було прийнято рішення щодо розробки аналітичного методу виявлення зміни метрологічних характеристик ЗВТ на ранніх етапах [16].

Для цього скористаємось виразом (2.25) для визначення тангенса кута нахилу променів, що відповідають верхньому і нижньому граничному значенню допустимих відхилень процесу $tg\theta$. Для розроблюваного методу введемо позначення $tg\theta_{lim} = tg\theta$.

Побудуємо CUSUM-карту для процесу, змодельованого у частині 2.3.4 цієї роботи. При цьому, щоразу будемо розраховувати значення тангенса кута нахилу лінії, що утворюється двома послідовними точками на карті, та порівнювати його з встановленим граничним значенням $tg\theta_{lim}$. Таким чином, для встановлення зміни метрологічних характеристик ЗВТ не потрібно буде чекати, доки графік на CUSUM-карті перетне одну із сторін V-маски, достатнім сигналом буде виконання умов:

$$tg\theta_i > tg\theta_{lim} \quad (2.44)$$

або

$$tg\theta_i < -tg\theta_{lim} \quad (2.45)$$

де $tg\theta_i$ – тангенс кута нахилу лінії, що утворюється двома послідовними точками на CUSUM-карті.

Розрахуємо значення $tg\theta_{lim}$ для розглянутого раніше процесу:

$$tg\theta_{\lim} = \frac{\delta\sigma_0}{2} = \frac{0,5 \cdot 20}{2} = 5.$$

Надалі розрахуємо усі значення $tg\theta_i$ і для покращення сприйняття інформації нанесемо їх на графік. На рисунку 2.14 зображена, розглянута раніше, CUSUM-карта із зміщенням рівня настройки процесу та відповідні розраховані значення $tg\theta_i$.

Як видно з рисунку 2.14, значення $tg\theta_i$ неодноразово виходили за граничні значення $\pm tg\theta_{\lim}$ навіть за нормального протікання процесу, що свідчить про те, що такий підхід дає значну кількість хибних сигналів про розлад процесу і не може бути застосований у лабораторіях для контролю стану ЗВТ без доопрацювання.

Для того, щоб позбутися (мінімізувати кількість) хибних сигналів і при цьому мати можливість отримати достовірні сигнали про зміну метрологічних характеристик під час проміжних перевірянь еталонів та ЗВТ, застосуємо лінії ковзної регресії.

Запропонований метод полягає у побудові регресійних ліній не за двома послідовними точками графіка на CUSUM-карті, а за $n = (3, 4, 5, \dots)$. При цьому, очевидним є те, що чим менше послідовних точок братиме участь у побудові лінії ковзної регресії, тим більше хибних сигналів буде отримувати оператор при проведенні проміжних перевірянь ЗВТ і, навпаки – чим більше точок буде впливати на лінію ковзної регресії, тим більшою буде затримка сигналу про зміну метрологічних характеристик ЗВТ.

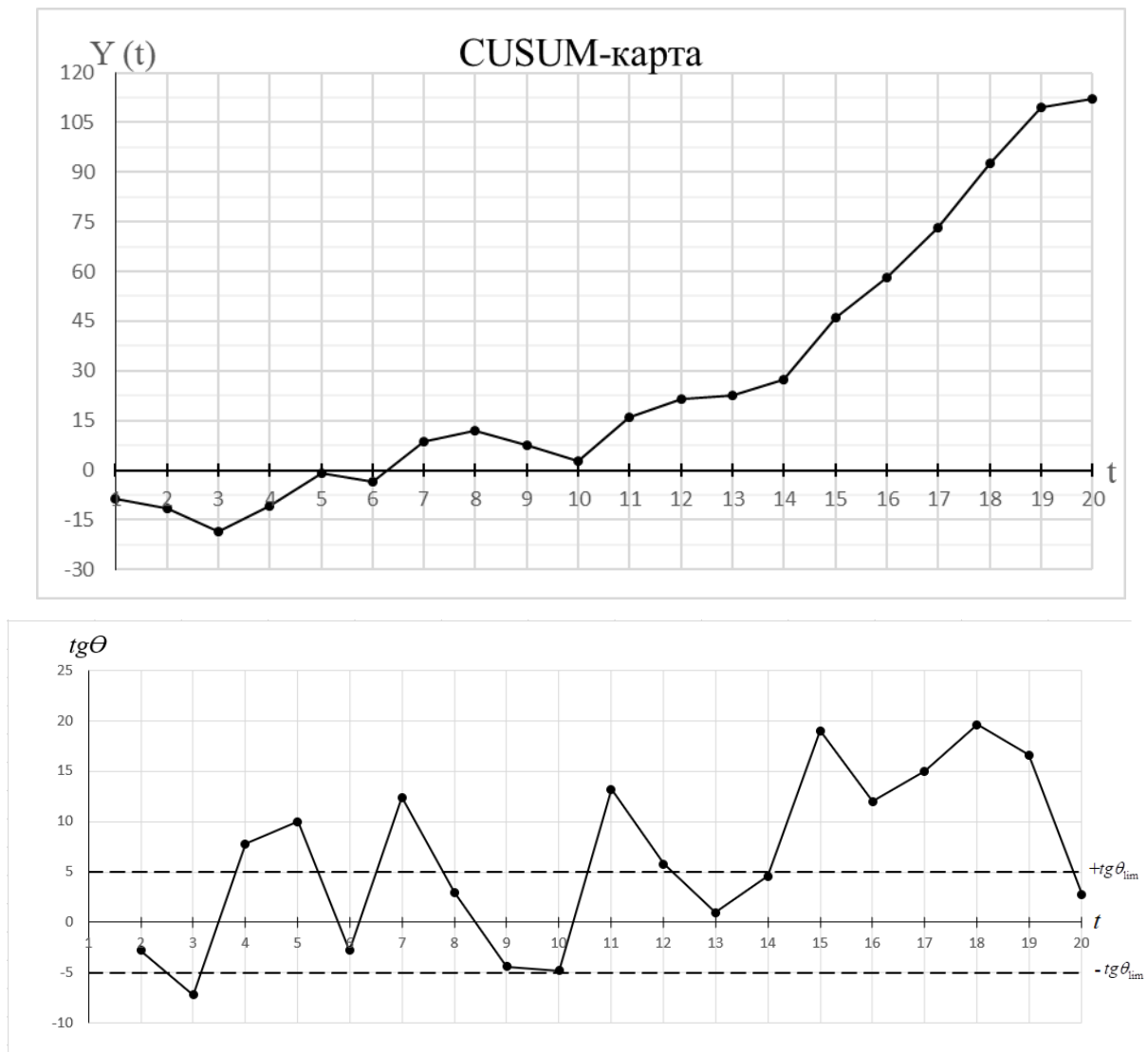
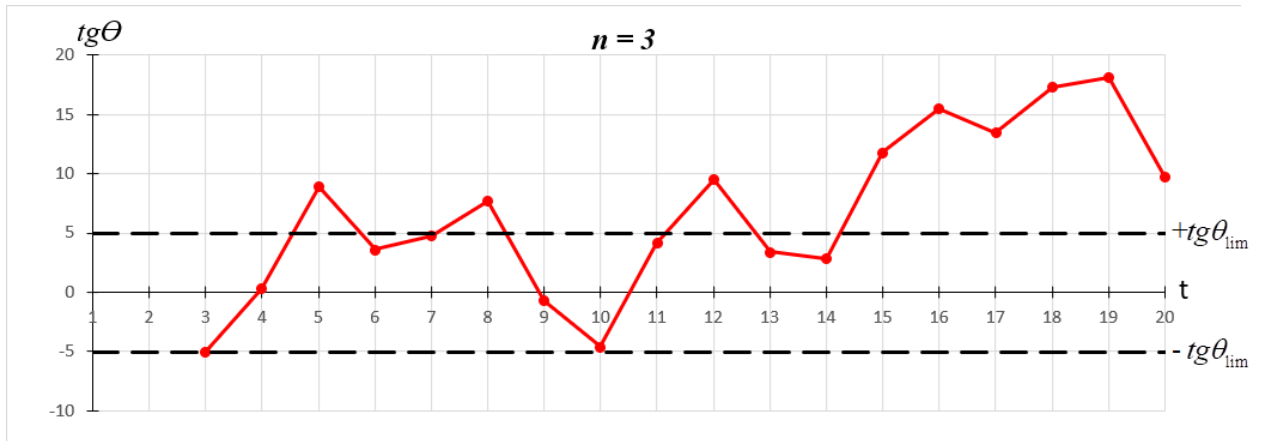
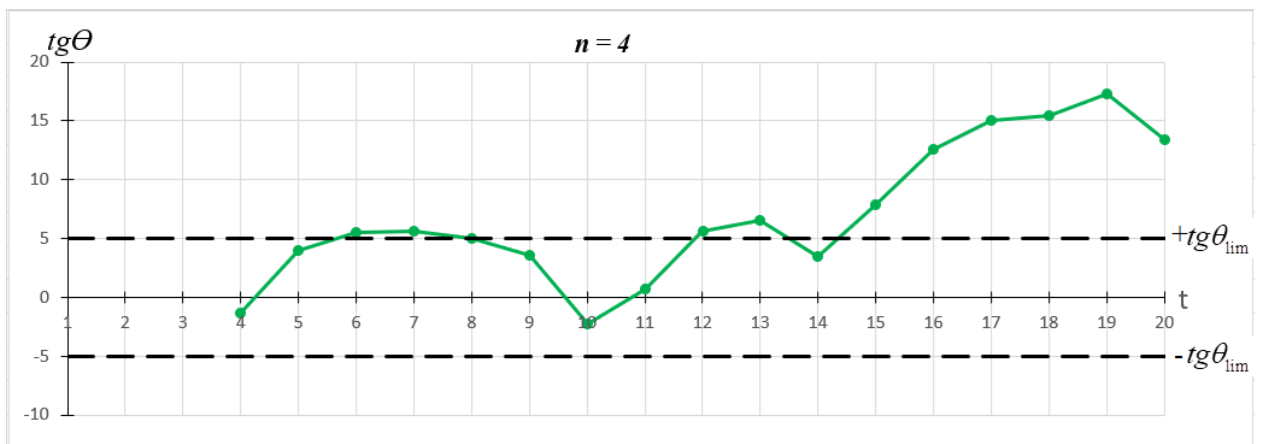


Рисунок 2.14 – CUSUM-карта із зміщенням рівня настройки процесу та відповідні розраховані значення $tg\theta_i$

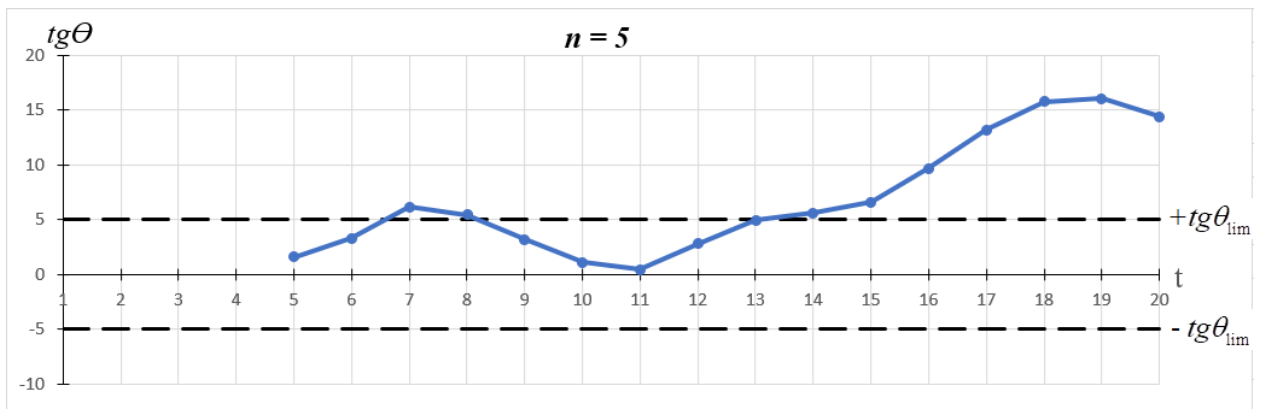
На рисунку 2.15 наведено розраховані значення тангенсу кута нахилу ліній ковзної регресії для розглянутого раніше процесу і кількості послідовних точок, що формують лінію ковзної регресії $n = (3, 4, 5)$.



а)



б)



в)

а) $n = 3$; б) $n = 4$; в) $n = 5$;

Рисунок 2.15 – Тангенси кутів нахилу ліній ковзних регресій

Проаналізувавши отриману інформацію можна зробити висновок про те, що тангенс кута нахилу $tg\theta_i$ за кількості послідовних точок, що

формують лінію ковзної регресії $n = 3$, як і у попередньому випадку для двох точок, дає хибні сигнали. У той же час значення $tg\theta_i$ для ліній при $n = 4$ та 5 поводить себе, в цілому, стабільно. Втім, є значна відмінність між ними, а саме: при $n = 4$ розладнання процесу виявляється вже на другому кроці після його появи, тоді як при $n = 5$ – лише на четвертому кроці, що є суттєвим.

Для того, щоб зменшити кількість отриманих хибних сигналів про зміну метрологічних характеристик еталона чи ЗВТ (як це відбулось при 6-му та 7-му проміжному перевірванні), пропонується ввести додатковий критерій, за якого сигнал вважатиметься достовірним, якщо усі $n = 4$ послідовних значень, застосованих для побудови лінії ковзної регресії зростають (у випадку перевищення $tg\theta_{lim}$), тобто:

$$Y_{i-3} < Y_{i-2} < Y_{i-1} < Y_i. \quad (2.46)$$

Відповідно, для випадку отримання значення $tg\theta_i < -tg\theta_{lim}$ додатковим критерієм буде:

$$Y_{i-3} > Y_{i-2} > Y_{i-1} > Y_i. \quad (2.47)$$

Слід зазначити, що при використанні розробленого методу ковзної регресії на CUSUM-карті побудова графіка тангенса кута лінії регресії не є обов'язковою (у цій роботі графіки наведено для кращого розуміння отриманих результатів), а побудова CUSUM-карти не вимагає значних зусиль, оскільки введення масштабного коефіцієнта f не потребується – достатньо лише контролювати виконання нерівностей (2.46) та (2.47).

Висновки за розділом 2

1. Запропоновано комплексний метод виявлення дрейфу метрологічних характеристик еталонів та ЗВТ, заснований на спільному використанні контрольних карт Шухарта середніх значень та нанесених на них ліній експоненційно-зважених ковзних середніх. Зазначений метод дозволяє ефективно згладжувати можливі «промахи», які можуть виникнути при проведенні проміжних перевірянь, та вказати на наявність дрейфу характеристики перетворення ЗВТ.

2. Проаналізовано можливості застосування послідовного LQ-критерію відношення функцій правдоподібності для моніторингу процесу зміни метрологічних характеристик ЗВТ. Приводяться залежності для визначення параметрів V-маски, показано переваги CUSUM-карт перед контрольними картами Шухарта.

3. Проаналізовано чисельний метод із застосуванням інтервалів прийняття рішень, який дозволяє автоматизувати процедуру використання CUSUM-карт для моніторингу зміни метрологічних характеристик ЗВТ. Наведені співвідношення еквівалентності його із зворотнім методом (з використанням V-маски).

4. Запропоновано і проаналізовано метод ковзної регресії на CUSUM-карті, який дозволяє отримувати сигнали про зміну метрологічних характеристик ЗВТ ще до того як параметри, що контролюються, вийдуть за нормовані границі. Метод заснований на порівнянні тангенса кута лінії ковзної регресії, побудованої за кількома послідовними точками CUSUM-карти, з встановленим допустимим значенням. Введено додаткові критерії, які дозволяють уникнути прийняття помилкових рішень.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Системи управління якістю. Основні положення та словник термінів (ISO 9000:2015, IDT): ДСТУ ISO 9000:2015. – [Чинний від 2016-06-01]. – (Національний стандарт України).
2. Системи управління якістю. Вимоги (ISO 9001:2015, IDT): ДСТУ ISO 9001:2015. – [Чинний від 2016-06-01]. – (Національний стандарт України).
3. Статистичний контроль. Карти контрольні. Частина 2. Карти Шухарта (ISO 7870-2:2013, IDT): ДСТУ ISO 7870-2:2016. – [Чинний від 2016-09-01]. – (Національний стандарт України).
4. Завгородня Є.Є. Статистичні методи контролю якості: навчальний посібник / [Завгородня Є.Є.]. – Старобільськ: Альма-матер, 2017. – 74 с.
5. Грешилов А.А. Математические методы построения прогнозов / А.А. Грешилов, В.А. Стакун, А.А. Стакун. – М.: Радио и связь, 1997. – 112 с.
6. Захарченко Н.И. Бизнес-статистика и прогнозирование в MS Excel. Самоучитель / Н.И. Захарченко. – М.: Издательский дом "Вильямс", 2004. – 208 с.
7. Володарський Є.Т. Розробка методів визначення необхідності проведення повторних калібрувань еталонів та засобів вимірювальної техніки / Є.Т. Володарський, І.О. Потоцький // Метрологія та прилади, 2017. – № 5-I (67). – С. 62-67.
8. Сундарон Э.М. Исследование влияния фактора сглаживания на параметры контрольной карты экспоненциально взвешенного скользящего среднего / Э.М. Сундарон // Международный научно-исследовательский журнал. – 2016. – № 8 (50). – С. 89-92.
9. Потоцький І.О. Новий підхід щодо визначення необхідності проведення калібрування вимірювального обладнання / І.О. Потоцький // Вимірювальна техніка та метрологія, 2018. – № 2 (79). – С. 60-63.

10. Статистичний контроль. Карти контрольні. Частина 4. Карти кумулятивних сум (ISO 7870-4:2011, IDT): ДСТУ ISO 7870-4:2016. – [Чинний від 2016-09-01]. – (Національний стандарт України).
11. Мердок Дж. Контрольные карты / Дж. Мердок. – М.: Финансы и статистика, 1986. – 150 с.
12. Монтгомери Д.С. Введение в статистический контроль качества / Д.С. Монтгомери. – 6-е издание. – Рио-де-Жанейро: LTC, 2009.
13. Шишкин Б.В. Контрольные карты / Б.В. Шишкин // Международный журнал экспериментального образования. – 2016. – № 6-1. – С. 129-130.
14. Nishina K. Reconsideration of Control Charts in Japan / K. Nishina, K. Kuzuya, N. Ishi // Frontiers in Statistical Quality Control. – 8. – 2005. – P. 136-150.
15. Volodarsky E. Precautionary statistical criteria in the monitoring quality of technological process / E. Volodarsky, L. Kosheva, Z. Warsza, A. Idźkowski // Recent Advances in Systems, Control and Information: International Conference SCIT 2016. – May 20-21, 2016. – Warsaw, Poland. – Technology ISBN 978-3-319-48923-0, 2017, Springer, – P. 740-750.
16. Володарский Е.Т. Особенности, возможности и применение контрольных карт накопленных сумм. Часть 1. Метод графической оценки разлаженности технологического процесса / Е.Т. Володарский, Л.А.Кошевая, И.А. Потоцкий // Метрологія і прилади, 2019. – № 4. – С. 24 – 30.
17. Jonhson N., Leone F., Statistics and Experimental Design in Engineering and the Physical Sciences, vol. 1, 2nd ed., John Wiley & Sons, New York, 1977.
18. Gatti, P.L. Probability Theory and Mathematical Statistics for Engineers. – Taylor & Francis. – 2004.
19. Вальд А. Последовательный анализ: Монография. – [перевод с англ]. – М.: Физматиз. – 1960. – 320 с.

20. Володарський Є.Т. Аналіз чутливості контрольних карт Шухарта. / Є.Т. Володарський, М.В. Добролюбова, М.О. Клевцова // Інформаційні системи, динаміка та керування. – №17. – 2017. – с. 51-60.

21. Horst Rinne, Hans-Joachim Mittag. Statistische Methoden der Qualitätssicherung. – Carl Hanser Verlag GmbH & Co. – München, Wien. – 1995.

22. Володарский Е.Т. Особенности, возможности и применение контрольных карт накопленных сумм. Часть 2. Численный метод оценки разлаженности технологического процесса / Е.Т. Володарский, Л.А. Кошечая, И.А. Потоцкий // Метрологія і прилади, 2019. – № 5, С. 3-7.

РОЗДІЛ 3

НОВИЙ СТАТИСТИЧНИЙ ПІДХІД ДО ВИЯВЛЕННЯ ЗМІНИ ЧУТЛИВОСТІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ПЕРЕТВОРЕННЯ ЗВТ

На сьогодні майже усі методи, які застосовуються для проведення проміжних перевірянь ЗВТ у процесі їх використання у лабораторії спираються на перевірку зміщення (BIAS) від номінального значення. При цьому, СКВ при проміжних перевірках, здебільшого, не аналізується.

У той же час, згідно [1] при оцінюванні точності вимірювання необхідно враховувати не тільки правильність (зміщення), а й повторюваність результатів, що характеризує однорідність умов та режимів проведення експериментальних досліджень. З теорії математичної статистики слідує, що обробляти разом можна дані (результати вимірювання), що були отримані в однорідних умовах проведення експерименту. Тому при проміжних перевірках обов'язково необхідно контролювати СКВ.

Традиційно порушення метрологічної надійності пов'язують із дрейфом характеристики ЗВТ [2], тобто зміною показів у часі при незмінних вхідній величині і умовах проведення вимірювань, тобто допускається адитивне зміщення характеристики у часі. При такому допущенні практично вважаються незалежними контрольні карти середніх та карти СКВ (або розмахів) Шухарта. При використанні контрольних карт Шухарта вважають, що розладнання технологічного процесу здійснюється за рахунок зміщення «нульового» рівня процесу. Але для ЗВТ необхідно розглядати і зміну з часом параметрів характеристики вимірювального перетворення, тобто може бути і мультиплікативне зміщення – зміна чутливості. Це у більшій мірі відображається на зміні розсіювання результатів спостережень у контрольних точках. Особливий випадок для ЗВТ складає зменшення

чутливості, обумовлене старінням елементів та модулів. При цьому СКВ буде все ближче розташовуватися біля математичного сподівання (нульової лінії), що сприймається, як знаходження процесу функціонування ЗВТ у статистично керованому стані, тобто контрольні точки знаходяться у граничних межах традиційної карти Шухарта і приймається помилкове рішення, що калібрування не потрібне.

3.1 Теоретичне обґрунтування використання розподілу Пірсона для контролю СКВ еталонів та ЗВТ

У [3] встановлено критерії виявлення розладнання технологічного процесу, засновані на аналізі середніх вибірових значень величин. Оскільки при збільшенні кількості спостережень n закон розподілу середніх значень наближається до нормального, були досліджені ймовірності попадання середніх значень у контрольних точках у шість діапазонів від -3σ до $+3\sigma$ з кроком σ при двосторонньому контролі.

Для оцінки зміни з часом дисперсії результатів вимірювань ЗВТ необхідно визначити, який статистичний критерій можна використати, щоб охарактеризувати розподіл величини. Можна припустити, що вибірові значення вимірюваної величини мають нормальний закон розподілу. Як відомо, для випадкових величин, які мають нормальний розподіл, при побудові довірчого інтервалу для оцінки дисперсії застосовують статистику, розподіл якої наближається до розподілу χ^2 Пірсона з $\nu = (n - 1)$ числом ступенів свободи [4, 5]:

$$\chi^2 = \frac{S_n^2 \cdot (n-1)}{\sigma_0^2}, \quad (3.1)$$

де S_n^2 – оцінка дисперсії вибірки,

n – кількість спостережень у вибірці,

σ_0^2 – дисперсія генеральної сукупності.

Оцінювання потрапляння статистики у певний довірчий інтервал проводять після встановлення рівня значущості α та знаходження табличного значення квантилів розподілу:

$$\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1} \leq \chi^2 \leq \chi^2_{\frac{\alpha}{2}, n-1}, \quad (3.2)$$

де $\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}$, $\chi^2_{\frac{\alpha}{2}, n-1}$ – квантилі розподілу χ^2 Пірсона, залежно від рівня значущості α , та кількості ступенів свободи $\nu = n - 1$.

Відповідно, ймовірність потрапляння статистики у певний довірчий інтервал буде:

$$P\left(\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1} \leq \chi^2 \leq \chi^2_{\frac{\alpha}{2}, n-1}\right) = 1 - \alpha \quad (3.3)$$

Підставивши у вираз (3.3) відповідне значення (1), отримаємо:

$$P\left(\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1} \leq \frac{S_n^2 (n-1)}{\sigma_0^2} \leq \chi^2_{\frac{\alpha}{2}, n-1}\right) = 1 - \alpha \quad (3.4)$$

При застосуванні критерію χ^2 для контролю технологічного процесу під час виробництва продукції, у загальному випадку, дисперсія генеральної сукупності σ_0^2 є невідомою величиною, тому розраховують оцінку дисперсії вибірки S_n^2 і перевіряють виконання нерівності (3.2) відносно σ_0^2 :

$$\frac{S_n^2 \cdot (n-1)}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}} \leq \sigma_0^2 \leq \frac{S_n^2 \cdot (n-1)}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}, n-1}} \quad (3.5)$$

У випадку проведення проміжних перевірянь ЗВТ у лабораторії перед користувачем виникає обернена задача, а саме: заводом-виробником приладу встановлено нормоване значення СКВ (або дисперсії) вимірювань σ_0 , а, з

метою недопущення використання невідповідного ЗВТ, контролювати необхідно отриману поточну вибірккову дисперсію S_n . Після простих математичних перетворень нерівність (3.5) відносно S_n матиме вигляд:

$$\sqrt{\frac{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1} \cdot \sigma_0^2}{n-1}} \leq S_n \leq \sqrt{\frac{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}, n-1} \cdot \sigma_0^2}{n-1}} \quad (3.6)$$

Виходячи з (3.3) та (3.6), ймовірність потрапляння значення S_n у довірчий інтервал буде наступною:

$$P \left(\sqrt{\frac{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1} \cdot \sigma_0^2}{n-1}} \leq S_n \leq \sqrt{\frac{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}, n-1} \cdot \sigma_0^2}{n-1}} \right) = 1 - \alpha \quad (3.7)$$

Розподіл χ^2 Пірсона з числом ступенів свободи $\nu = n - 1$ має наступні основні параметри:

- мода: $\nu - 2$ (при $\nu \geq 2$);
- математичне очікування: ν ;
- дисперсія: 2ν .

Вираз (3.7) відповідає ймовірності попадання вибіркової дисперсії у елементарний інтервал. На відміну від розподілу для середнього значення, розподіл СКВ буде несиметричним і тому необхідно розглядати випадкові події, пов'язані з ймовірністю попадання в елементарні інтервали при опорній величині – або мода, або медіана.

3.2 Метод СКВ-точок з опорною величиною – мода

В умовах використання ЗВТ у лабораторії або на виробництві проведення значної кількості спостережень n для отримання результату вимірювань при проміжному контролі є економічно недоцільним, з іншого

боку, для достовірного оцінювання впливу випадкових величин необхідно провести хоча б п'ять спостережень в кожній точці вимірювання [6]. При цьому справедливим буде припущення про нормальність закону розподілу впливових величин [7].

Враховуючи зазначене, з метою проведення досліджень був змодельований процес вимірювання фізичної величини з кількістю спостережень $n = 5$ за допомогою ЗВТ, який має СКВ на рівні $\sigma_0 = 20$ од. [8, 9]. Графік розподілу χ^2 Пірсона для кількості ступенів свободи $\nu = n - 1 = 4$ зображений на рисунку 3.1.

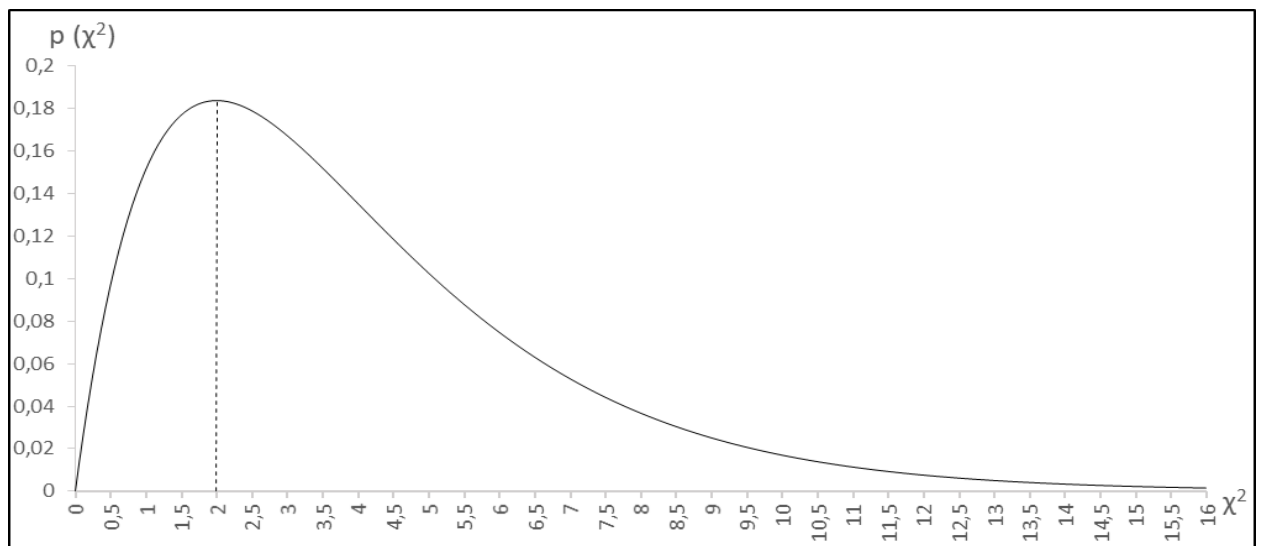


Рисунок 3.1 – Розподіл χ^2 Пірсона для кількості ступенів свободи $\nu = 4$

На рис. 3.1 пунктирною лінією зображено моду розподілу, яка знаходиться у точці $\chi^2 = 2$.

Для проведення подальшого аналізу та побудови довірчих інтервалів необхідно задати рівень значущості α . Приймаємо рівень значущості $\alpha = 0,01$. Це означає, що присутній ризик 1% того, що результат буде знаходитись поза межами від $\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}$ до $\chi^2_{\frac{\alpha}{2}, n-1}$ при нормальному стані ЗВТ.

Знайшовши табличні значення квантилів розподілу $\chi^2_{1-\frac{0,01}{2},5-1} \approx 0,21$ та $\chi^2_{\frac{0,01}{2},5-1} \approx 14,86$, побудуємо розподіл χ^2 Пірсона з нанесеними граничними значеннями (див. рисунок 3.2).

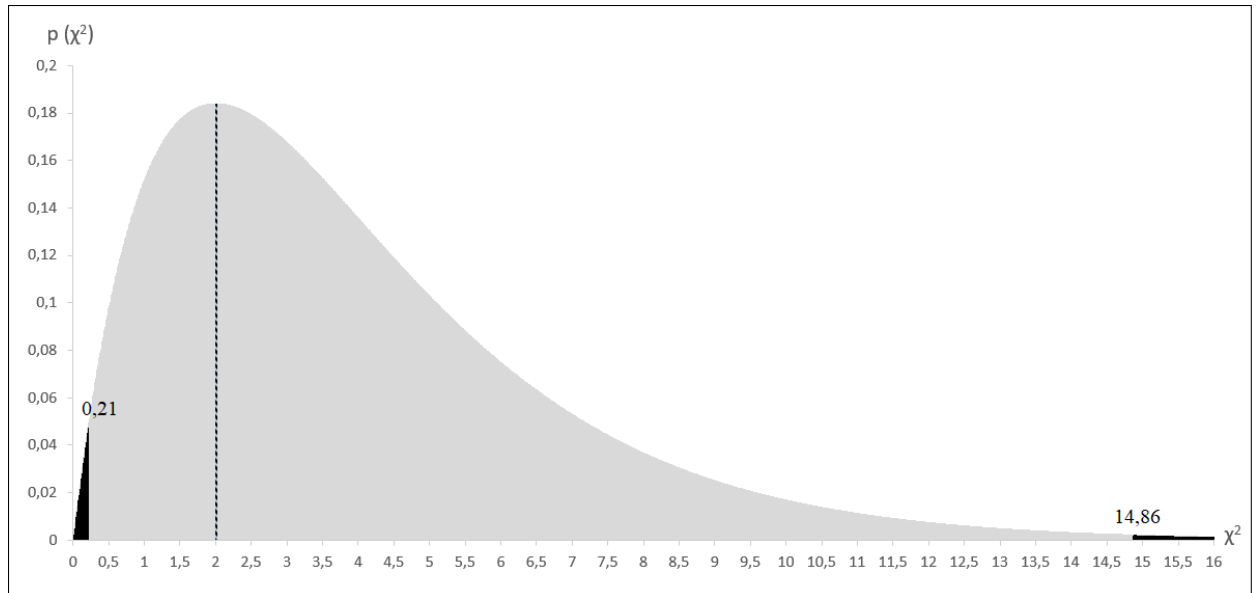


Рисунок 3.2 – Розподіл χ^2 Пірсона з нанесеними граничними значеннями

$$\chi^2_{1-\frac{0,01}{2},5-1} = 0,21 \text{ та } \chi^2_{\frac{0,01}{2},5-1} = 14,86$$

Окрім граничних значень, на рисунку 3.2 також пунктирною лінією нанесена мода на рівні $\chi^2_{\text{mod}} = 2$. Розрахуємо для нашого випадку умовне значення центральної лінії CL для $\chi^2_{\text{mod}} = 2$, а також нижнє L_{CL} та верхнє U_{CL} граничні значення S_n для $\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2},n-1}$ та $\chi^2_{\frac{\alpha}{2},n-1}$, відповідно:

$$CL = \sqrt{\frac{\chi^2_{\text{mod}} \cdot \sigma_0^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{2 \cdot 20^2}{5-1}} = 14,14 \text{ од.};$$

$$L_{CL} = \sqrt{\frac{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2},n-1} \cdot \sigma_0^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{0,21 \cdot 20^2}{5-1}} = 4,55 \text{ од.}; \quad (3.8)$$

$$U_{CL} = \sqrt{\frac{\chi_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2 \cdot \sigma_0^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{14,86 \cdot 20^2}{5-1}} = 38,55 \text{ од.}$$

Для полегшення аналізу отриманих значень вибірових СКВ S_n нанесемо розвернутий графік розподілу χ^2 Пірсона на контрольну карту із зазначенням відповідних значень CL , L_{CL} та U_{CL} так, як показано на рисунку 3.3.

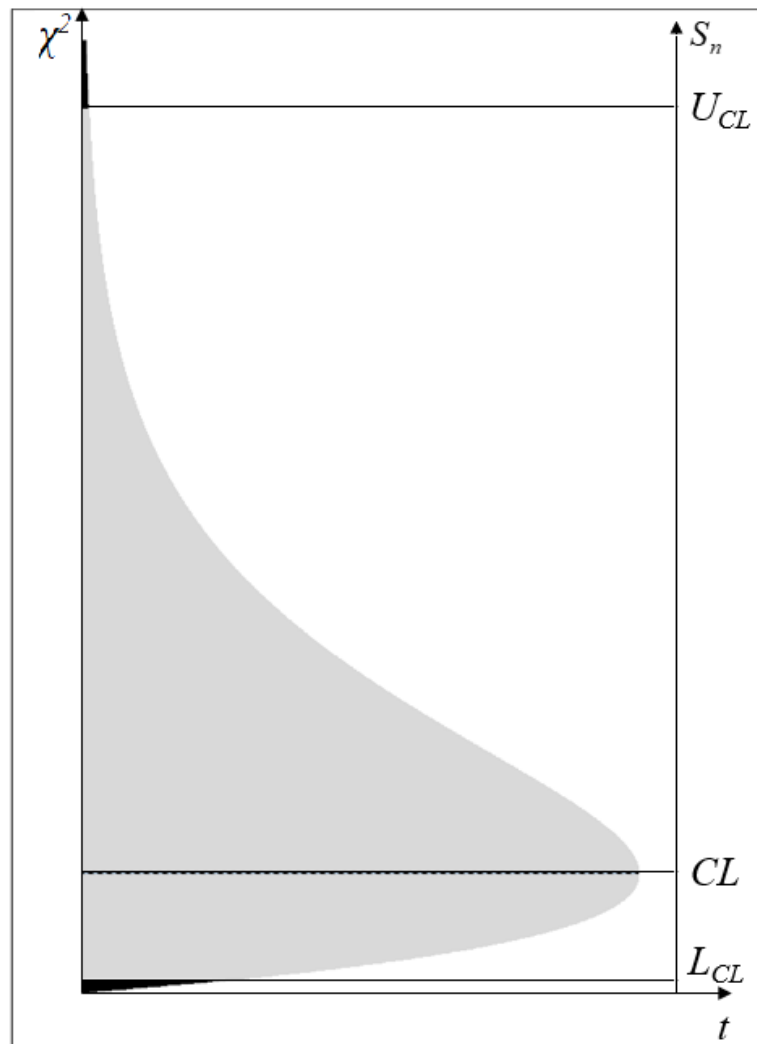


Рисунок 3.3 – Контрольна карта з нанесеним розподілом χ^2 Пірсона

Враховуючи те, що за відсутності невіпадкових причин, які впливають на процес використання ЗВТ, ймовірність виходу значення S_n за граничні значення L_{CL} та U_{CL} рівна всього 1 %, навіть один вихід за ці значення є

сигналом того, що СКВ, нормоване підприємством-виробником ЗВТ, змінилось у значних межах, а сам ЗВТ потребує калібрування або, навіть, ремонту чи заміни [10]. Для недопущення виходу значення S_n за встановлені границі і завчасного попередження негативних наслідків, спричинених ним, доцільно розробити ряд попереджувальних критеріїв, які могли б заздалегідь попередити користувача ЗВТ про можливе збільшення СВК конкретного ЗВТ або, навпаки, зменшення СКВ, як наслідок втрати чутливості ЗВТ з часом.

Розділимо інтервал $L_{CL} - CL$ на три рівні за шириною діапазони і позначимо їх як A_L , B_L та C_L . Ширина (крок) кожного діапазону за величиною χ^2 буде:

$$\frac{\chi_{\text{mod}}^2 - \chi_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2}{3} = \frac{2 - 0,21}{3} = 0,6$$

Отримаємо наступні границі діапазонів за χ^2 :

– A_L : від 0,21 до 0,8;

– B_L : від 0,8 до 1,4;

– C_L : від 1,4 до 2,0.

Також для кожного діапазону аналогічно виразу (3.8) розрахуємо граничні значення вибіркового СКВ S_n :

– A_L : від 4,55 до 8,97;

– B_L : від 8,97 до 11,84;

– C_L : від 11,84 до 14,14.

Так само розділимо інтервал $U_{CL} - CL$ на три рівні діапазони A_H , B_H та C_H і розрахуємо для них вказані вище граничні значення. Результати розрахунків зведені у таблицю 3.1.

Таблиця 3.1 – Граничні значення діапазонів контролю (розподіл за модою)

	Діапазон					
	A_L	B_L	C_L	C_H	B_H	A_H
Нижня границя:						
χ^2	0,21	0,8	1,4	2,0	6,29	10,57
S_n	4,55	8,97	11,84	14,14	25,07	32,52
Верхня границя:						
χ^2	0,8	1,4	2,0	6,29	10,57	14,86
S_n	8,97	11,84	14,14	25,07	32,52	38,55

Нанесемо границі діапазонів на контрольну карту, побудовану раніше. Результат відображено на рисунку 3.4.

Як було сказано вище, ймовірність потрапляння точки на контрольній карті поза межі L_{CL} та U_{CL} дорівнює 1 % і, якщо це відбулось, вважають, що на процес впливають невідповідні величини. Так само послідовність точок на контрольній карті, які знаходяться у певних діапазонах, ймовірність виникнення якої менше 1% може вважатись сигналом того, що на процес впливають невідповідні величини і необхідне втручання. Назвемо таку послідовність критичною послідовністю точок [10]. У випадку з ЗВТ це означає, що необхідно провести аналіз причин, які могли б це спричинити і, можливо, надати ЗВТ на калібрування.

Критичні послідовності точок можуть знаходитись:

- в одному діапазоні (A_L , B_L , C_L , C_H , B_H або A_H);
- в кількох суміжних діапазонах (наприклад (A_L , B_L), (C_L , C_H) тощо);
- нижче або вище рівня CL .

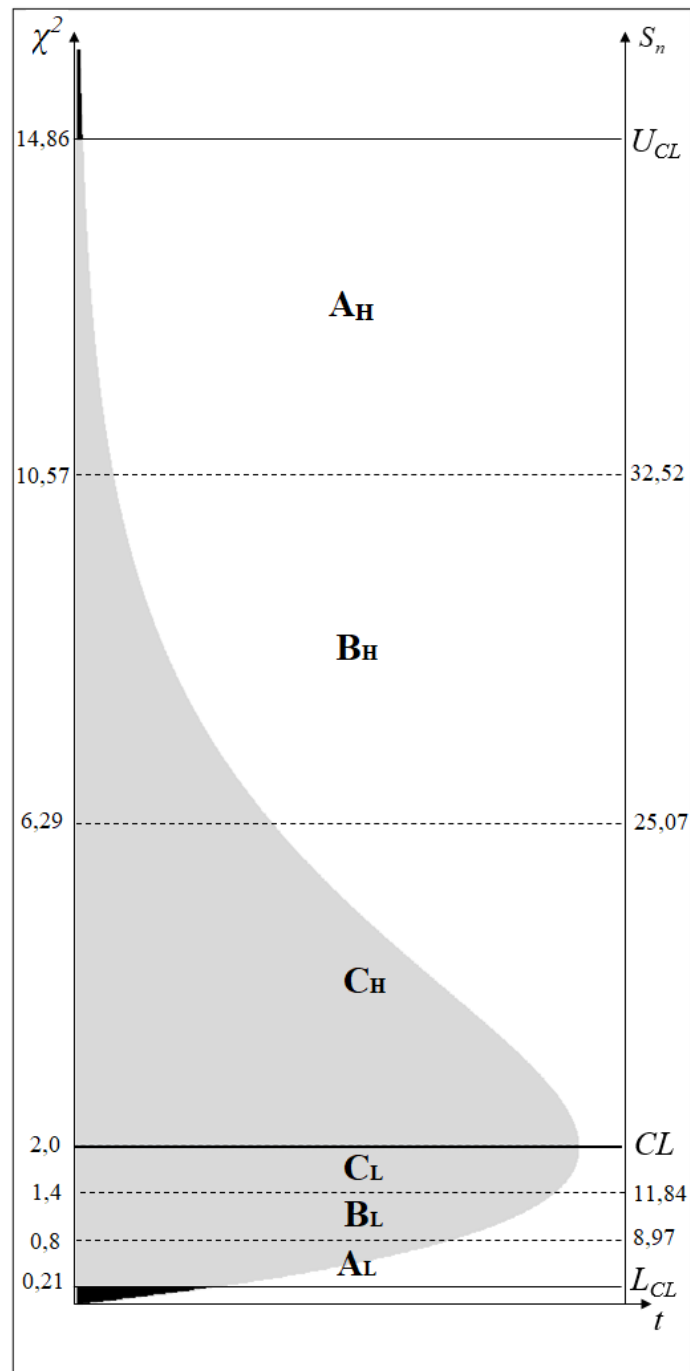


Рисунок 3.4 – Діапазони контролю на контрольній карті

Для проведення подальших досліджень визначимо ймовірність попадання точки нижче CL на контрольній карті. Для цього використаємо одностороннє правило:

$$P(\chi^2 \leq \chi^2_{\text{mod}}) = 1 - \alpha \quad (3.9)$$

Застосувавши функцію ХІ2.ОБР MS Excel, знаходимо ймовірність потрапляння точки до діапазону нижче рівня CL , вона рівна 26,5 %. Віднявши від цього значення односторонню ймовірність потрапляння точки нижче контрольної границі L_{CL} , яка, виходячи з прийнятого рівня значущості $\alpha = 0,01$, рівна 0,5 %, отримаємо ймовірність однократного потрапляння точки нижче рівня CL , при якій вважатиметься, що процес не втратив статистичної керованості, рівну 26 %. Визначимо, яка кількість точок на контрольній карті повинна потрапити до зазначеного діапазону, щоб виникла критична послідовність точок.

Критичні послідовності точок можуть бути знайдені аналізуванням ймовірності потрапляння n послідовних контрольних точок в той чи інший діапазон (або сукупність суміжних діапазонів). Для чого використовується теорема множення ймовірностей для незалежних подій [11]:

$$P\left(\prod_{i=1}^n A_i\right) = \prod_{i=1}^n P(A_i) \quad (3.10)$$

Виходячи із виразу (3.10), ймовірність потрапляння двох послідовних точок у діапазон нижче CL , при якому ще не буде прийняте рішення щодо необхідності втручання в процес, буде $P = 0,26 \cdot 0,26 = 0,068$ або 6,8%. Продовження розрахунків за (3.10) дозволить визначити момент (точку), коли ймовірність стане меншою, ніж 1 %, що сигналізуватиме про виникнення критичної послідовності точок і необхідності втручання в процес.

На рисунку 3.5 візуалізовано результати розрахунків і побудовано графік, на якому відображено ймовірності послідовного попадання точок у діапазон (A_L , B_L , C_L).

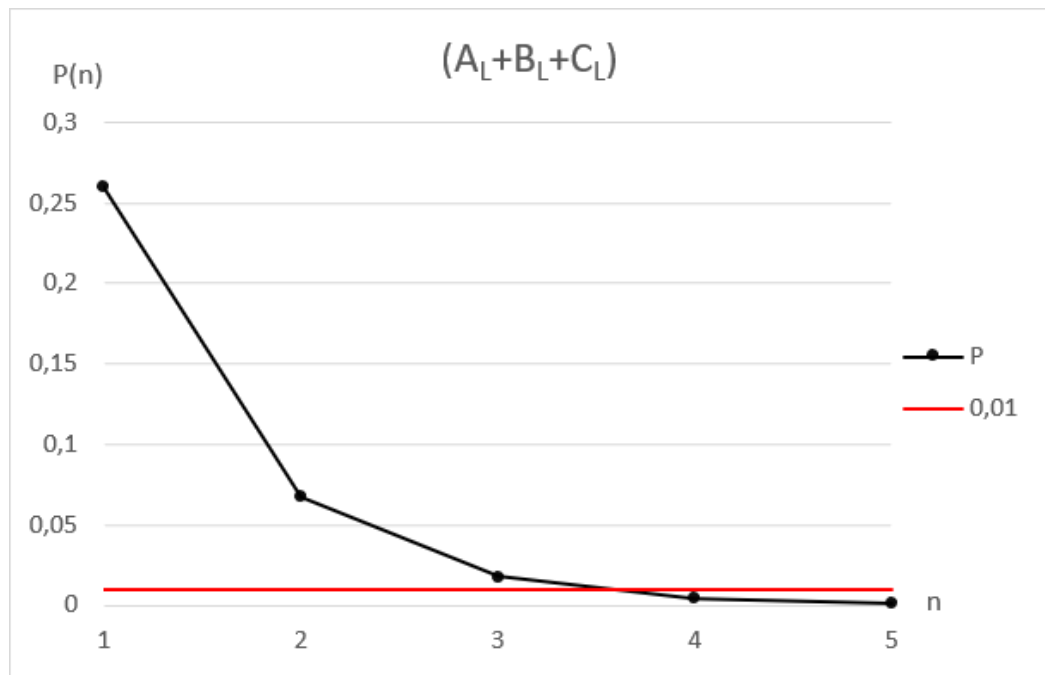


Рисунок 3.5 – Ймовірності послідовного потрапляння точок у діапазон (A_L, B_L, C_L)

З рисунку 3.5 видно, що після четвертого поспіль потрапляння точки контрольної карти в діапазон (A_L, B_L, C_L) ймовірність події стає меншою, ніж 1 % (а саме, 0,45 %), і утворюється критична послідовність точок. Це, своєю чергою, може свідчити про втрату процесом керованого стану, тобто зміну чутливості еталона чи ЗВТ.

Аналогічним чином розрахуємо ймовірність виникнення критичної послідовності точок для рівня вище CL , але нижче граничного рівня U_{CL} . Ймовірність потрапляння точки до діапазону (A_H, B_H, C_H) рівна 73 %.

На рисунку 3.6 наведено графік ймовірностей послідовного попадання точок у діапазон (A_H, B_H, C_H) .

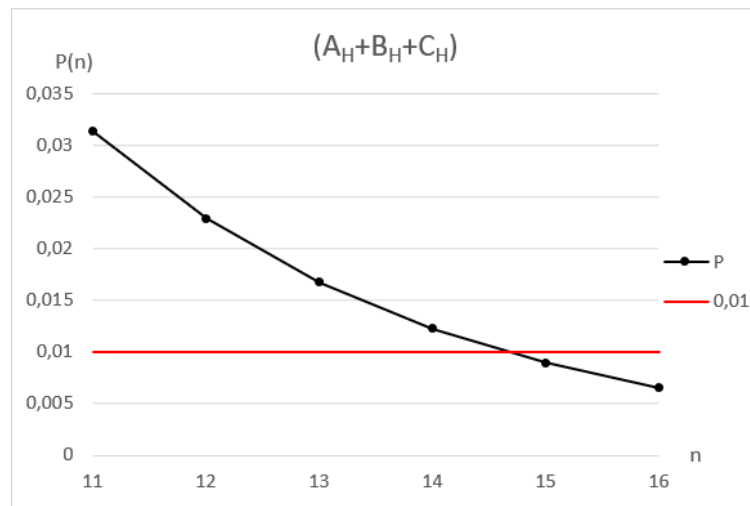


Рисунок 3.6 – Ймовірності послідовного потрапляння точок у діапазон (A_H, B_H, C_H)

Надалі розрахуємо ймовірності формування критичних послідовностей точок для усіх діапазонів, а також деяких їх комбінацій. На рисунку 3.7 наведено ймовірності попадання точок у діапазони A_L, B_L, C_L, C_H, B_H та A_H .

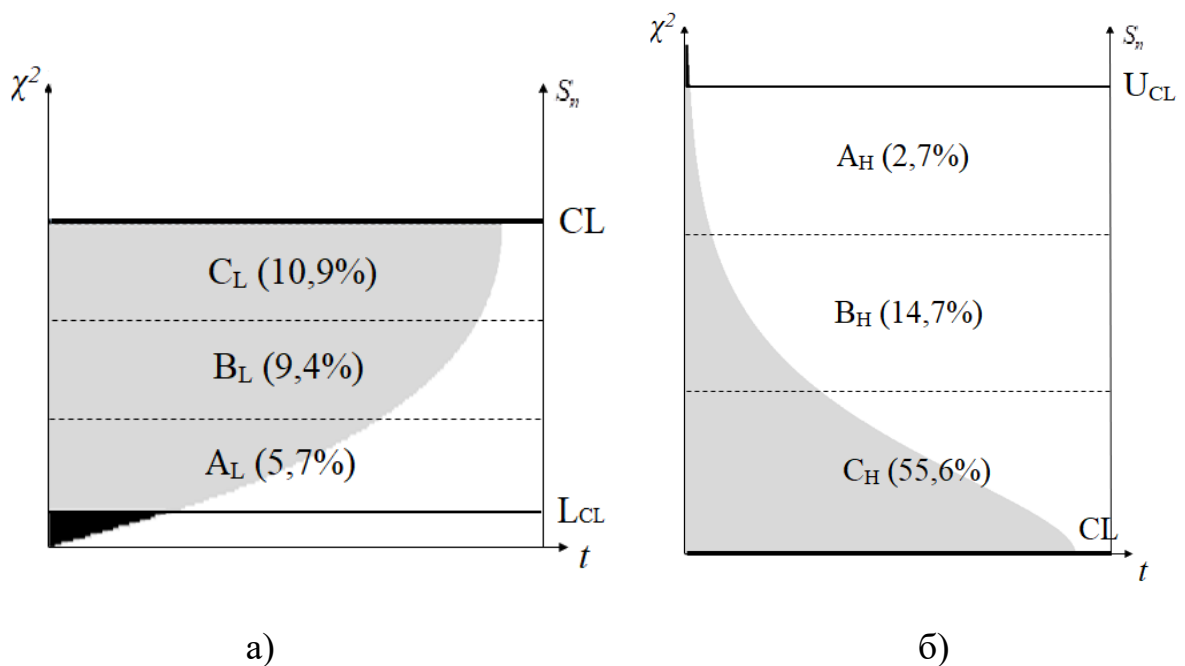


Рисунок 3.7 – Ймовірності потрапляння точок у діапазони
а) нижче рівня CL; б) вище рівня CL

Виходячи з отриманих даних, розрахуємо ймовірність потрапляння двох посліпль точок у діапазон A_L : $P = 0,057 \cdot 0,057 = 0,0032$. Це означає, що

вже друге поспіль потрапляння точки у діапазон A_L створює критичну послідовність точок і свідчить про необхідність втручання у процес. Проаналізуємо критичні послідовності точок для усіх діапазонів, що розглядаються. Графіки залежності ймовірностей від кількості послідовних потраплянь у діапазони наведені на рисунку 3.8.

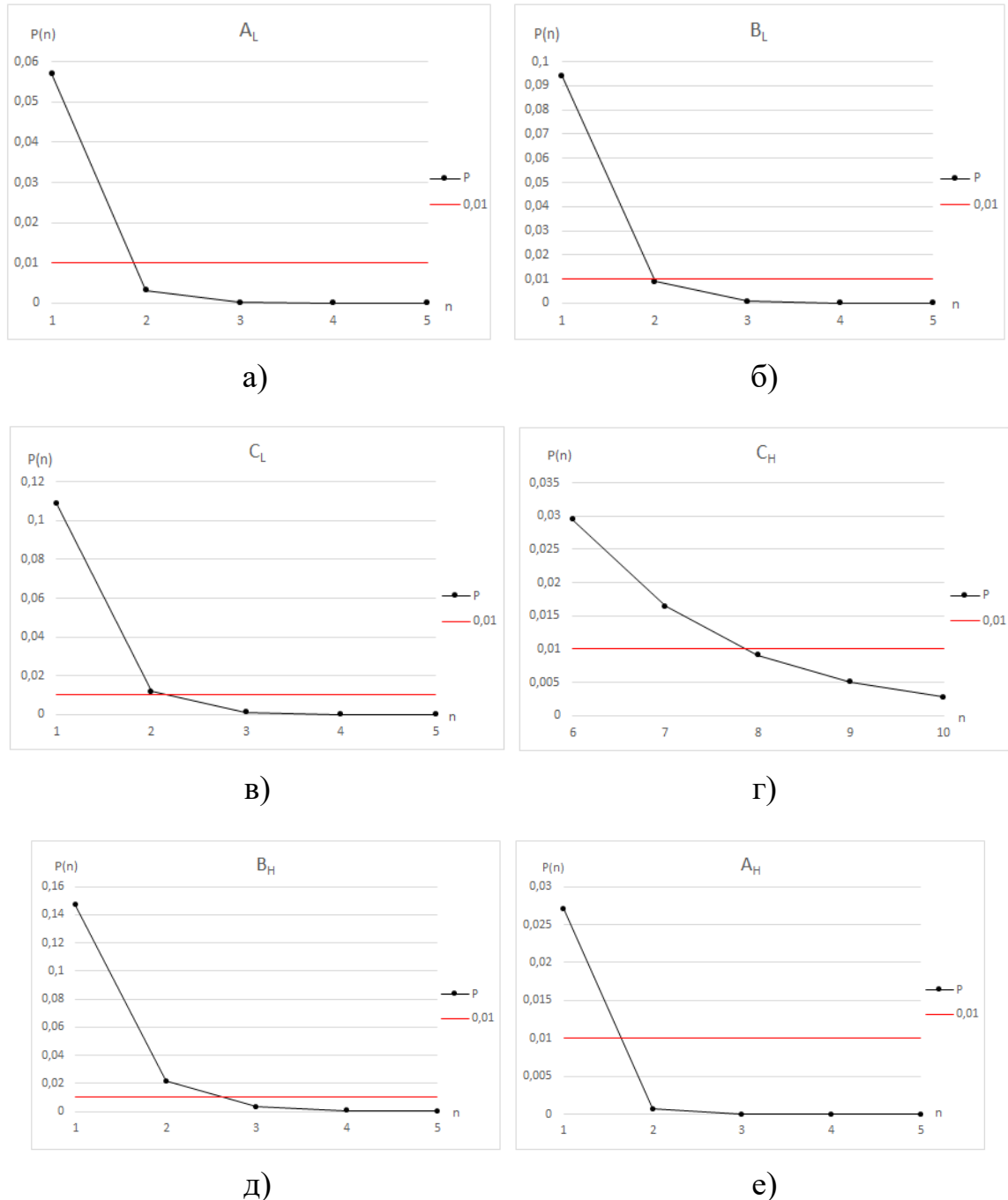
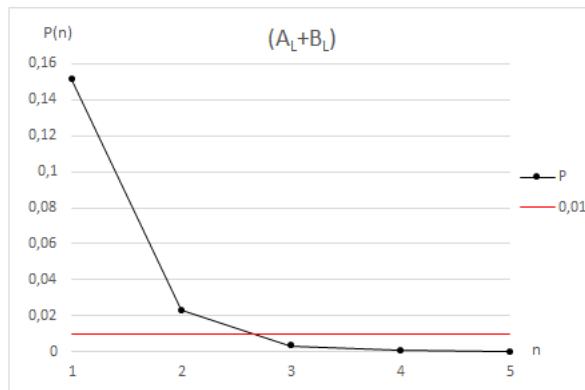
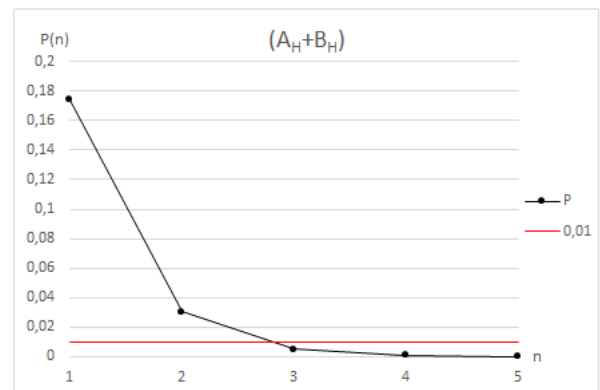


Рисунок 3.8 – Графіки залежності ймовірностей від кількості послідовних потраплянь у діапазони: а) A_L ; б) B_L ; в) C_L ; г) C_H ; д) B_H ; е) A_H

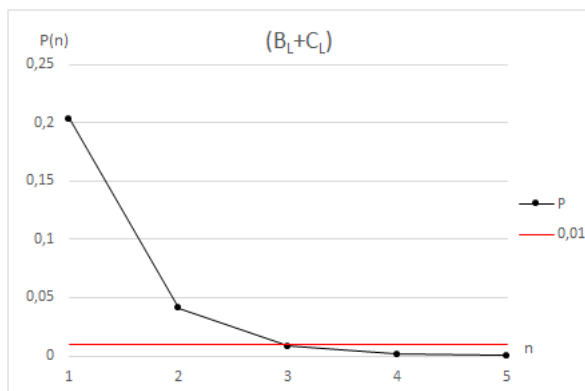
Побудуємо аналогічні графіки ймовірностей для деяких комбінацій діапазонів контрольної карти (див. рисунок 3.9).



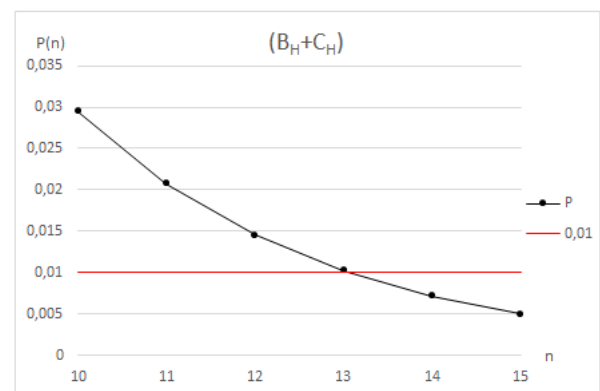
а)



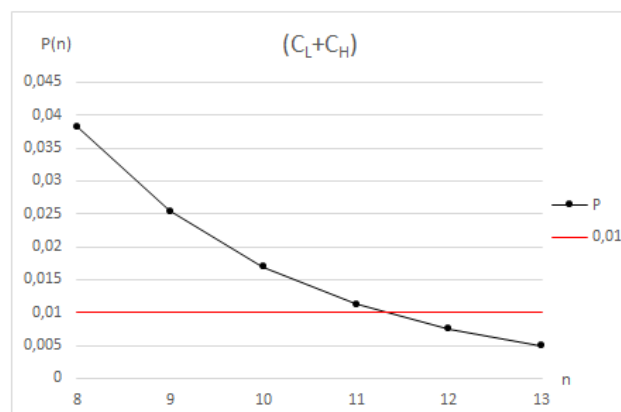
б)



в)



г)



д)

Рисунок 3.9 – Графіки залежності ймовірностей від кількості послідовних потраплянь у деякі комбінації діапазонів:

а) (A_L, B_L) ; б) (A_H, B_H) ; в) (B_L, C_L) ; г) (B_H, C_H) ; д) (C_L, C_H)

У таблиці 3.2 наведено ймовірності попадання точок та момент виникнення критичних послідовностей для усіх діапазонів та їх комбінацій, розглянутих вище.

Таблиця 3.2 – Кількості критичних точок в послідовностях для діапазонів контролю та деяких їх комбінацій (розподіл за модою)

Діапа- зон	(A _L , B _L , C _L)	(A _H , B _H , C _H)	A _L	B _L	C _L	C _H	B _H	A _H	(B _L , C _L)	(B _H , C _H)	(A _L , B _L)	(A _H , B _H)	(C _L , C _H)
Ймовір- ність потрап- ляння	0,26	0,73	0,057	0,094	0,109	0,556	0,147	0,027	0,203	0,703	0,151	0,174	0,665
Точок в критич- ній послі- довності	4	15	2	2	3	8	3	2	3	14	3	3	12

Аналіз отриманих результатів показав, що для діапазонів A_L, B_L та A_H достатньо лише двох послідовних точок для виникнення критичної послідовності точок, тоді як для діапазону C_H необхідно аж вісім точок. Так само для комбінацій діапазонів (A_L, B_L), (A_H, B_H) та (B_L, C_L) критична послідовність точок виникає вже після третьої поспіль елементарної події, а для (B_H, C_H) – лише після чотирнадцятої. Отримані результати вказують на значний дисбаланс, який виникає при використанні підходу, коли у якості CL обирається значення $\chi^2_{\text{mod}} = 2$. З метою зменшення цього дисбалансу необхідно розглянути інші можливості щодо встановлення CL та формування діапазонів.

3.3 Метод СКВ-точок з опорною величиною – медіана

Розглядати математичне очікування розподілу χ^2 Пірсона, яке дорівнює кількості ступенів свободи $\nu = n - 1 = 4$ недоцільно, оскільки воно є дуже чутливим до екстремально великих величин і значним чином зміщене в сторону верхнього граничного значення U_{CL} [12].

Для отримання більш урівноваженого значення CL розіб'ємо діапазони на контрольній карті відносно ймовірності 50 % потрапляння точок вище або нижче CL (за медіаною), як це показано на рисунку 3.10. При цьому табличне значення квантиля розподілу χ^2 Пірсона для 50-тивідсоткової ймовірності та $\nu = n - 1 = 4$ дорівнює 3,36.

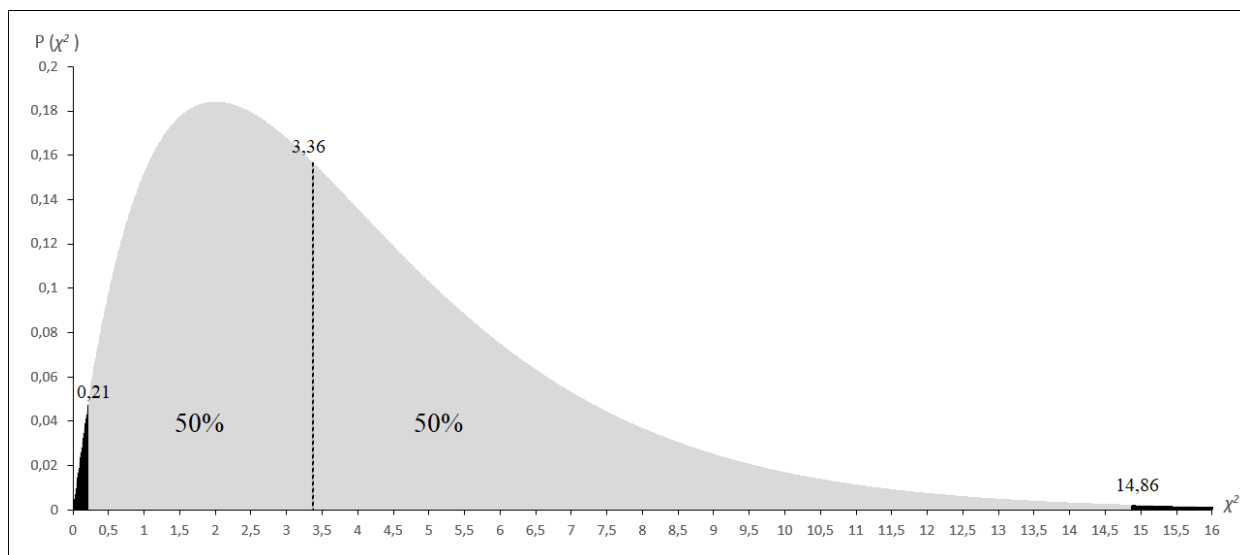


Рисунок 10. Розподіл χ^2 Пірсона з поділом на діапазони відносно 50-тивідсоткової ймовірності потрапляння точок вище або нижче значення $\chi^2 = 3,36$ (за медіаною)

Згідно з виразом (3.8) розрахуємо значення центральної лінії CL для $\chi_{med}^2 = 3,36$:

$$CL = \sqrt{\frac{\chi_{med}^2 \cdot \sigma_0^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{3,36 \cdot 20^2}{5-1}} = 18,33 \text{ од.}$$

Як і для випадку з розподілом на діапазони за модою, розділимо інтервал $L_{CL} - CL$ на три рівні за шириною діапазони (A_L , B_L та C_L). Ширина кожного діапазону для розподілу за медіаною χ^2 буде:

$$\frac{\chi_{med}^2 - \chi_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2}{3} = \frac{3,36 - 0,21}{3} = 1,05$$

У такому випадку границі діапазонів за χ^2 нижче рівня CL будуть:

- A_L : від 0,21 до 1,26;
- B_L : від 1,26 до 2,31;
- C_L : від 2,31 до 3,36.

Надалі аналогічним чином розрахуємо границі діапазонів за χ^2 вище рівня CL та граничні значення вибіркового СКВ S_n для усіх отриманих діапазонів аналогічно (3.8). Результати розрахунків наведені у таблиці 3.3.

Таблиця 3.3 – Граничні значення діапазонів контролю (розподіл за медіаною)

	Діапазон					
	A_L	B_L	C_L	C_H	B_H	A_H
Нижня границя:						
χ^2	0,21	1,26	2,31	3,36	7,19	11,03
S_n	4,55	11,22	15,2	18,33	26,82	33,211
Верхня границя:						
χ^2	1,26	2,31	3,36	7,19	11,03	14,86
S_n	11,22	15,2	18,33	26,82	33,21	38,55

Нанесемо отримані границі діапазонів на контрольну карту. Результат відображено на рисунку 3.11.

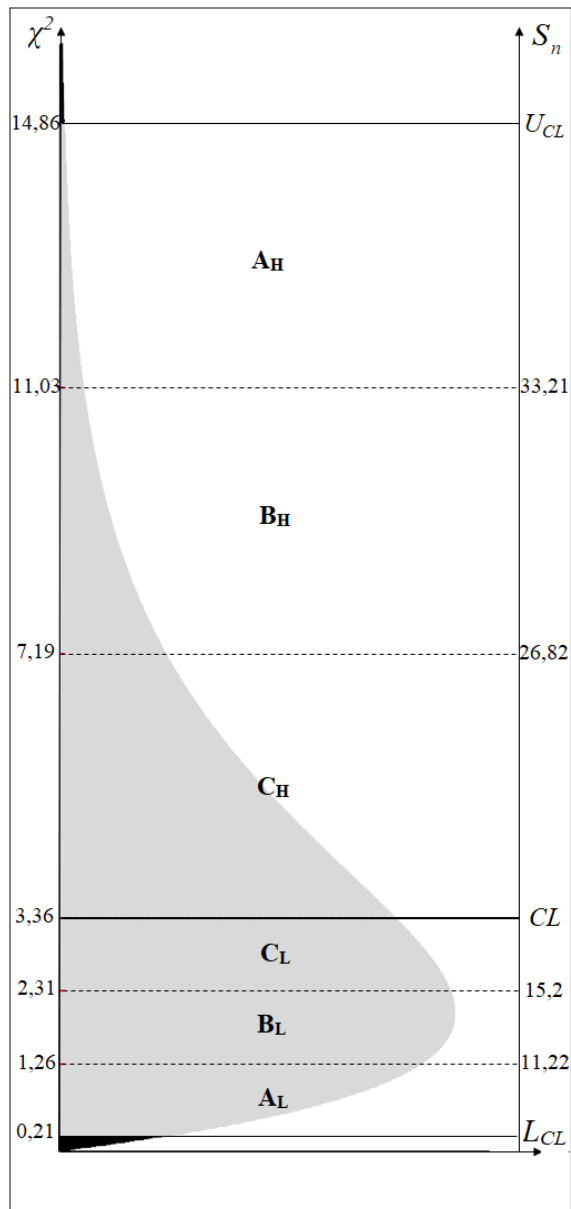


Рисунок 3.11 – Діапазони контролю на контрольній карті для поділу за медіаною

Скористаємось виразом (3.10) для знаходження критичної послідовності точок для діапазонів нижче та вище рівня CL . Очевидно, що у даному випадку ймовірності потрапляння вище та нижче CL будуть однаковими і, з урахуванням рівня значущості $\alpha = 0,01$ будуть дорівнювати 49,5 %. На рисунку 3.12 графічно відображена ймовірність послідовного попадання точок у комбінації діапазонів (A_L, B_L, C_L) або (A_H, B_H, C_H).

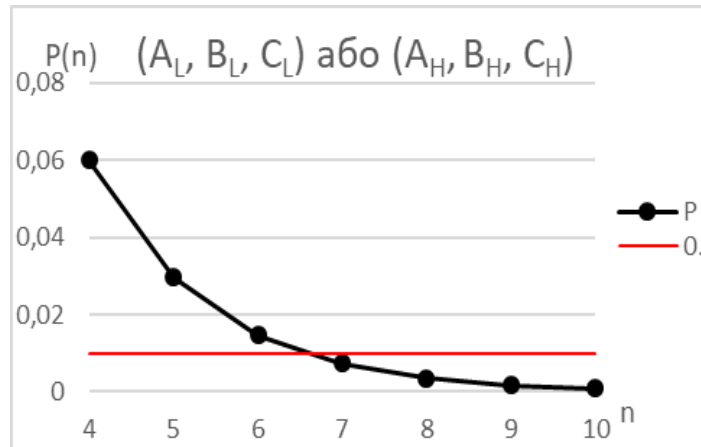


Рисунок 3.12 – Ймовірності послідовного попадання точок у комбінації діапазонів (A_L, B_L, C_L) або (A_H, B_H, C_H)

Проаналізувавши рисунок 3.12, можна зробити висновок, що після сьомого поспіль потрапляння точки у діапазон (A_L, B_L, C_L) або (A_H, B_H, C_H) ймовірність настання такої події стає меншою, ніж 1 % (а саме, 0,73 %) – утворюється критична послідовність точок, яка свідчить про можливу зміну метрологічних характеристик еталона чи ЗВТ.

Розрахуємо ймовірності виникнення критичних послідовностей точок для усіх отриманих діапазонів. На рисунку 3.13 наведено ймовірності виникнення елементарних подій для кожного діапазону.

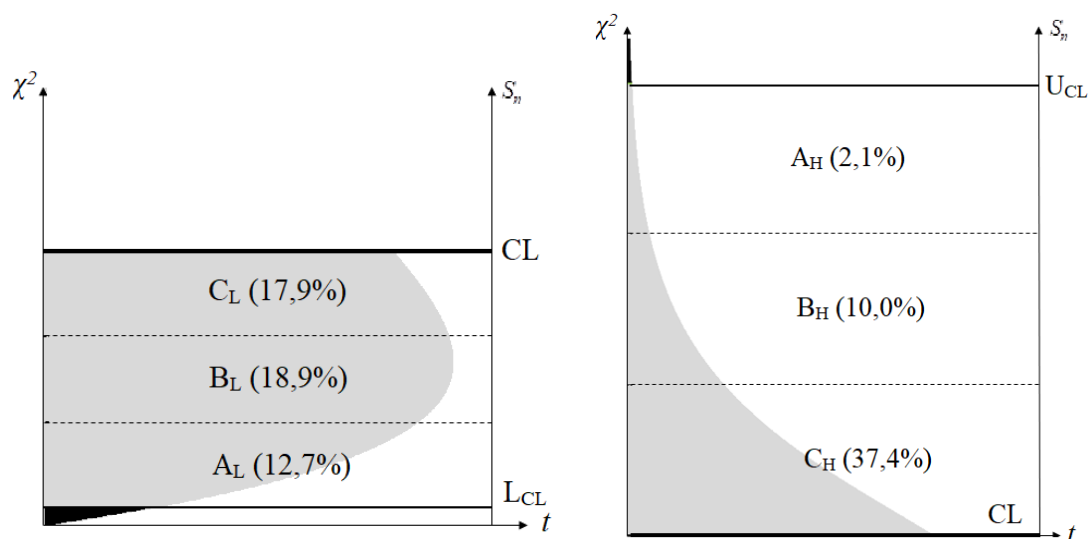
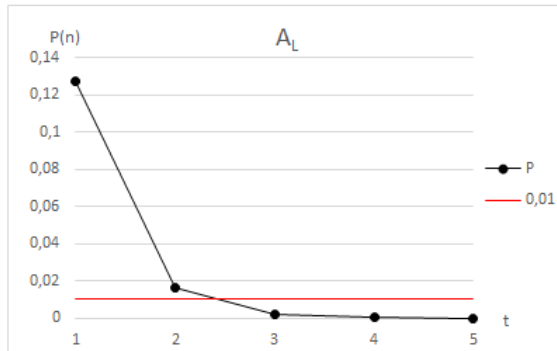
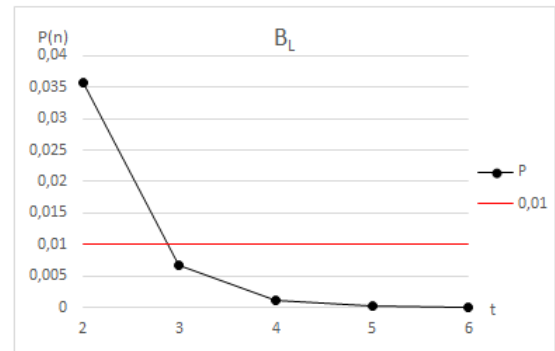


Рисунок 3.13 – Ймовірності потрапляння точок у діапазони
а) нижче рівня CL ; б) вище рівня CL

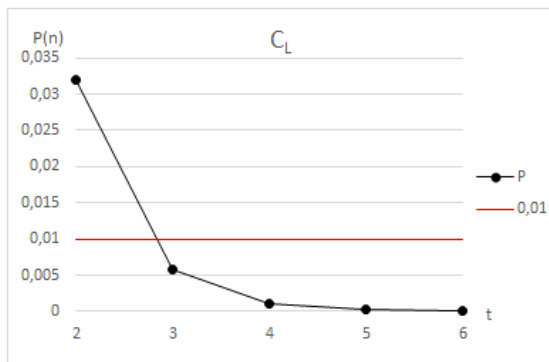
Проаналізуємо, яка кількість послідовних попадань у кожен діапазон призведе до виникнення критичної послідовності точок. Відповідні графіки для рівня довіри $\alpha = 0,01$ наведені на рисунку 3.14.



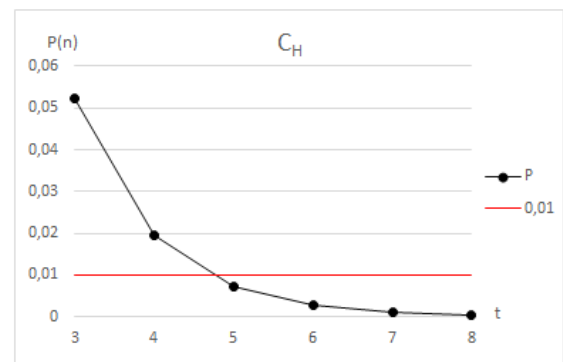
а)



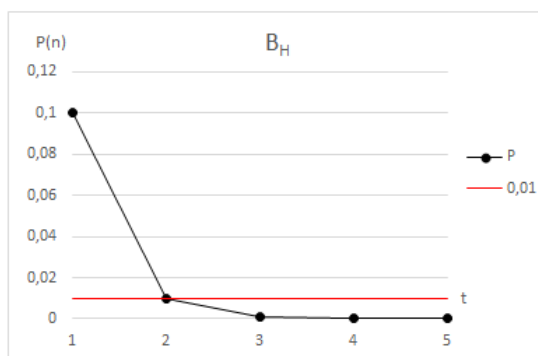
б)



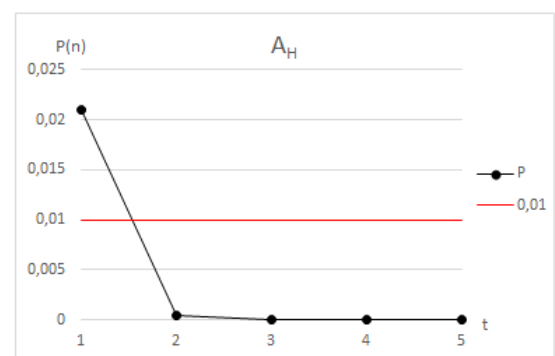
в)



г)



д)

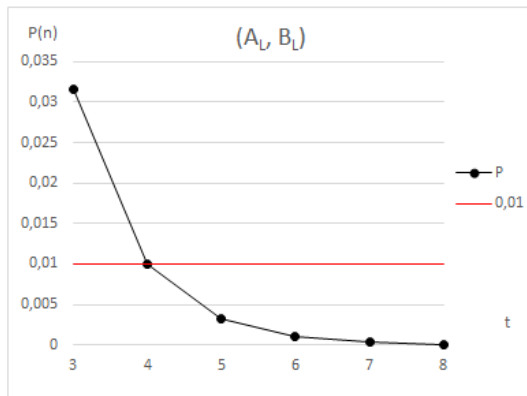


е)

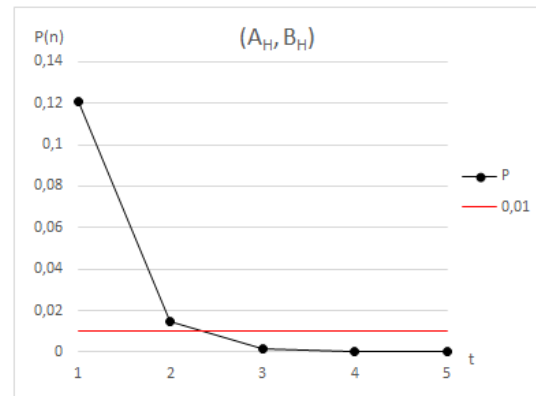
Рисунок 3.14 – Графіки залежності ймовірностей від кількості послідовних потраплянь у діапазон:

а) A_L ; б) B_L ; в) C_L ; г) C_H ; д) B_H ; е) A_H

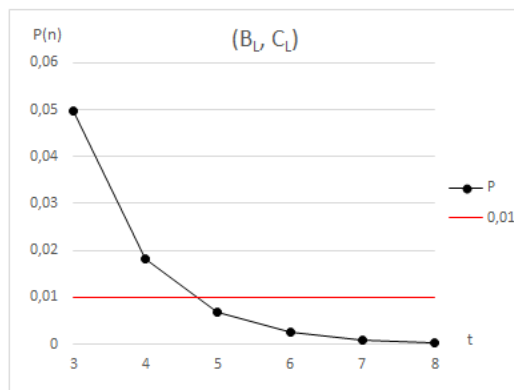
Аналогічним чином побудуємо графіки для деяких комбінацій діапазонів на контрольній карті (див. рисунок 3.15).



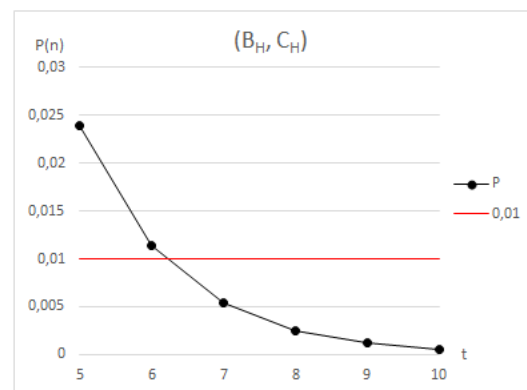
а)



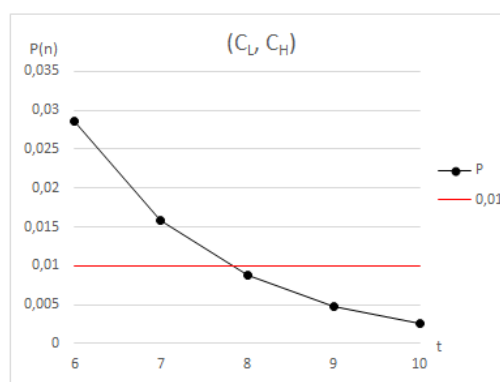
б)



в)



г)



д)

Рисунок 3.15 – Графіки залежності ймовірностей від кількості послідовних потраплянь у деякі комбінації діапазонів:

а) (A_L, B_L) ; б) (A_H, B_H) ; в) (B_L, C_L) ; г) (B_H, C_H) ; д) (C_L, C_H)

У таблиці 3.4 наведено ймовірності попадання точок та момент виникнення критичних послідовностей для усіх діапазонів та деяких їх комбінацій, розглянутих вище.

Таблиця 3.4 – Кількості критичних точок в послідовностях для діапазонів контролю та деяких їх комбінацій (розподіл за медіаною)

Діапа- зон	(A _L , B _L , C _L)	(A _H , B _H , C _H)	A _L	B _L	C _L	C _H	B _H	A _H	(B _L , C _L)	(B _H , C _H)	(A _L , B _L)	(A _H , B _H)	(C _L , C _H)
Ймовір- ність потрап- ляння	0,495	0,495	0,127	0,189	0,179	0,374	0,1	0,021	0,368	0,474	0,316	0,121	0,553
Точок в критич- ній послі- довності	7	7	3	3	3	5	3	2	5	7	4	3	8

Результати досліджень показали, що використання розподілу χ^2 Пірсона на контрольній карті з центральною лінією CL , побудованою за медіаною, дозволило уникнути екстремально високих або низьких значень для критичних послідовностей точок. Тільки для одного діапазону (A_H) критична послідовність точок виникає вже після другого попадання, тоді як при центральній лінії, розташованій за модою розподілу χ^2 Пірсона таких діапазонів було три. Для комбінації діапазонів (B_H, C_H) критична послідовність при розподілі за медіаною виникає після 7-го поспіль потрапляння, а при розподілі за модою – лише після 14-го.

3.4 Адаптивний алгоритм виявлення критичної послідовності СКВ-точок

При експлуатації ЗВТ у лабораторії користувачу необхідно виявити зміну метрологічних характеристик якомога швидше, тобто чим менша кількість проведених проміжних перевірянь буде потрібна для цього, тим краще. Враховуючи це, введемо коефіцієнт ефективності K_{ef} , який буде розраховуватись за формулою:

$$K_{ef} = \frac{P_{\text{mod}(\text{med})}}{N_{\text{mod}(\text{med})}}, \quad (3.11)$$

де $P_{\text{mod}(\text{med})}$ – ймовірність потрапляння точки у заданий діапазон (комбінацію діапазонів) при розподілі за модою (медіаною);

$N_{\text{mod}(\text{med})}$ – кількість точок у критичній послідовності при розподілі за модою (медіаною).

Розрахуємо значення коефіцієнта ефективності K_{ef} для кожного, розглянутого вище діапазону та їх комбінацій. Результати розрахунків наведено у таблиці 3.5.

Таблиця 3.5 – Значення K_{ef} для діапазонів та їх комбінацій

Діапазон	Ймовірність попадання у діапазон	Кількість точок у критичній послідовності	K_{ef}
A_L	$P_m = 0,057$	$N_m = 2$	0,029
	$P_p = 0,127$	$N_p = 3$	0,042
B_L	$P_m = 0,094$	$N_m = 2$	0,047
	$P_p = 0,189$	$N_p = 3$	0,063
C_L	$P_m = 0,109$	$N_m = 3$	0,036
	$P_p = 0,179$	$N_p = 3$	0,06

Продовження таблиці 3.5

C_H	$P_m = 0,556$	$N_m = 8$	0,07
	$P_p = 0,374$	$N_p = 5$	0,075
B_H	$P_m = 0,147$	$N_m = 3$	0,049
	$P_p = 0,1$	$N_p = 3$	0,033
A_H	$P_m = 0,027$	$N_m = 2$	0,014
	$P_p = 0,021$	$N_p = 2$	0,011
(A_L, B_L, C_L)	$P_m = 0,26$	$N_m = 4$	0,065
	$P_p = 0,495$	$N_p = 7$	0,071
(A_H, B_H, C_H)	$P_m = 0,73$	$N_m = 15$	0,049
	$P_p = 0,495$	$N_p = 7$	0,071
(B_L, C_L)	$P_m = 0,203$	$N_m = 3$	0,068
	$P_p = 0,368$	$N_p = 5$	0,074
(B_H, C_H)	$P_m = 0,703$	$N_m = 14$	0,05
	$P_p = 0,474$	$N_p = 7$	0,068
(A_L, B_L)	$P_m = 0,151$	$N_m = 3$	0,05
	$P_p = 0,316$	$N_p = 4$	0,079
(A_H, B_H)	$P_m = 0,174$	$N_m = 3$	0,058
	$P_p = 0,121$	$N_p = 3$	0,04
(C_L, C_H)	$P_m = 0,665$	$N_m = 12$	0,055
	$P_p = 0,553$	$N_p = 8$	0,069

Із отриманих результатів можна зробити висновок про те, що для усіх визначених діапазонів, окрім A_H , B_H та їх об'єднання (A_H, B_H) , ефективнішим є застосування розподілу χ^2 Пірсона, поділеного на діапазони відносно медіани.

Проведений аналіз дозволив розробити адаптивний алгоритм виявлення критичної послідовності СКВ-точок (див. рисунок 3.16). При цьому для контролю чутливості еталона чи ЗВТ беруться до уваги ті

діапазони, для яких отримане значення коефіцієнта ефективності K_{ef} є більшим.

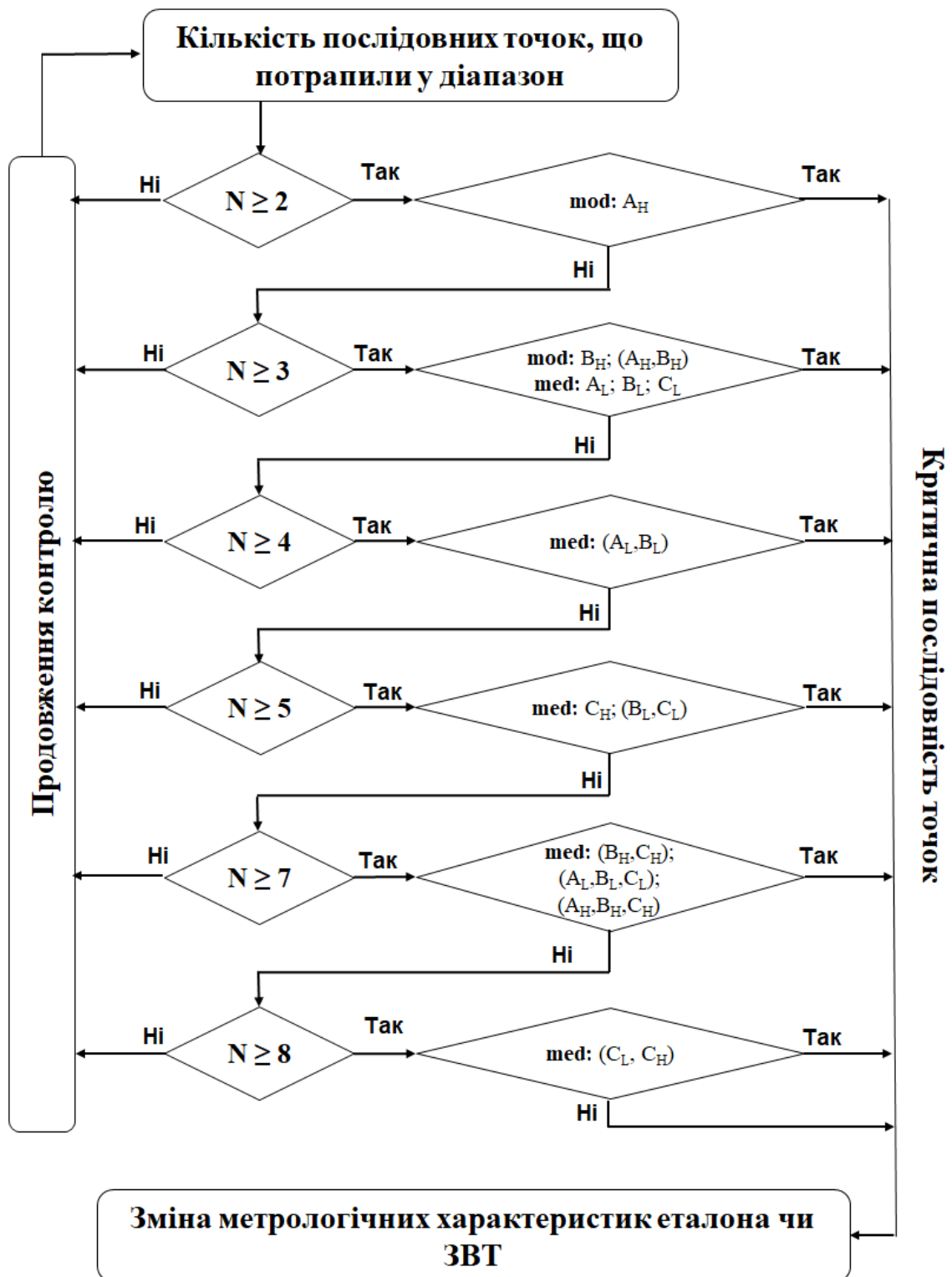


Рисунок 3.16 – Адаптивний алгоритм виявлення критичної послідовності СКВ-точок

Опис роботи адаптивного алгоритму. Проміжні перевіряння проводяться до тих пір, доки не виникне ситуації, коли до одного з діапазонів (або їх комбінацій) потрапило послідовно дві СКВ-точки. У такому випадку, проводиться перевірка: чи є цим діапазоном діапазон A_H з розподілом за модою. Якщо це так – виникла критична послідовність точок, яка сигналізує про зміну метрологічних характеристик еталона чи ЗВТ; якщо ні – засіб вимірювання використовують надалі. При третьому поспіль потраплянні СКВ-точки в один діапазон (комбінацію діапазонів) проводиться наступна перевірка: чи є цим діапазоном A_L , B_L чи C_L з розподілом за медіаною або ж B_H чи комбінація (A_H, B_H) з розподілом за медіаною. Якщо так – виникла критична послідовність точок, якщо ні – ЗВТ використовують надалі. Робота з алгоритмом продовжується до тих пір доки кількість послідовних точок, які потрапили до одного діапазону (комбінації діапазонів) не стане рівною восьми (що свідчить про зміну чутливості ЗВТ), або при черговому перевірянні СКВ-точка потрапить до іншого діапазону (у такому випадку N стає рівним одиниці і виконання алгоритму перейде на початковий етап).

Таким чином, використання у лабораторіях розробленого адаптивного алгоритму виявлення критичної послідовності СКВ-точок дозволить контролювати стан еталонів та ЗВТ не лише за показниками зміщень середнього значення фізичної величини, а і за розсіюванням отриманих результатів спостережень, що на сьогодні не є поширеною практикою. Це дозволяє не тільки виявляти зміщення характеристики робочих еталонів та ЗВТ, а й зміну їх чутливості.

Висновки за розділом 3

1. Проведені дослідження дозволили обґрунтувати доцільність контролю стану еталонів та ЗВТ не лише за показниками дрейфу середнього значення, а і за СКВ результатів спостережень при проведенні проміжних

перевірянь. Особливо це стосується ЗВТ, які використовувались протягом тривалого часу, у зв'язку з чим могло відбутись старіння елементної бази і, як наслідок, втрата чутливості.

2. Встановлено можливість застосування закону розподілу Пірсона для контролю стану еталонів та ЗВТ шляхом аналізу послідовності значень вибірових СКВ, отриманих за результатами проміжних перевірянь і нанесених на контрольну карту.

3. Проведено аналіз чутливості при поділі контрольної карти на елементарні діапазони – за модою та медіаною. Введено поняття критичної послідовності точок, виникнення якої свідчить про зміну чутливості еталона чи ЗВТ, що контролюється

4. За результатами проведених досліджень розроблено метод виявлення критичної послідовності СКВ-точок, який базується на контролі середньоквадратичних відхилень, отриманих під час проміжних перевірянь. Створений метод дозволяє швидко визначати зміну метрологічних характеристик ЗВТ і обґрунтовано надавати його на калібрування саме тоді, коли це необхідно.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Точність (правильність і прецизійність) методів та результатів вимірювання. Частина 1. Основні положення та визначення (ГОСТ ИСО 5725-1-2003, IDT): ДСТУ ГОСТ ИСО 5725-1:2005. – [Чинний від 2006-07-01]. – 31 с. – (Національний стандарт України).

2. Метрологія. Методи визначання міжповіркового та міжкалібрувального інтервалів засобів вимірювання (РМГ 74-2004, IDT): ДСТУ-Н РМГ 74:2009. – [Чинний від 2010-04-01]. – 27 с. – (Національний стандарт України).

3. Клевцова М.О. Методи забезпечення якості продукції на малопотужному кондитерському підприємстві / М.О. Клевцова // Автореф. дисерт. канд. техн. наук – Київ, 2019 р.
4. Ивченко Г.И. Математическая статистика: учебник / И.Г. Ивченко, Ю.И. Медведев. – М.: Книжный дом «ЛИБРОКОМ», 2014. – 352 с.
5. Крамер Г. Математические методы статистики / Г. Крамер. – М.: Мир, 1975. – 648 с.
6. Володарський Є.Т. Аналіз чутливості контрольних карт Шухарта / Є.Т. Володарський, М.В. Добролюбова, М.О. Клевцова // Інформаційні системи, динаміка та керування. – №17. – 2017. – с. 51-60.
7. Статистичний контроль. Карти контрольні. Частина 2. Карти Шухарта (ISO 7870-2:2013, IDT): ДСТУ ISO 7870-2:2016. – [Чинний від 2016-09-01]. – (Національний стандарт України).
8. Володарский Е.Т. Особенности, возможности и применение контрольных карт накопленных сумм. Часть 1. Метод графической оценки разлаженности технологического процесса / Е.Т. Володарский, Л.А.Кошечая, И.А. Потоцкий // Метрологія і прилади, 2019. – № 4. – с. 24 – 30.
9. Володарский Е.Т. Особенности, возможности и применение контрольных карт накопленных сумм. Часть 2. Численный метод оценки разлаженности технологического процесса / Е.Т. Володарский, Л.А. Кошечая, И.А. Потоцкий // Метрологія і прилади, 2019. – № 5, с. 3-7.
10. Володарський Є.Т. Забезпечення метрологічної надійності вимірювань / Є.Т. Володарський, І.О. Потоцький // Вимірювальна техніка та метрологія, 2019. – № 3 (80). – С. 5-9.
11. Кремер Н.Ш. Теория вероятностей и математическая статистика / Н.Ш. Кремер. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2004. – 573 с.
12. Medhi J. Statistical methods: an introductory text / J. Medhi. – New York, Wiley, 1992. – 438 p.

РОЗДІЛ 4

ПРАКТИЧНЕ ЗАСТОСУВАННЯ РОЗРОБЛЕНИХ МЕТОДІВ

Ефективність розроблених методів оцінювалась шляхом проведення аналізу результатів проміжних перевірянь деяких еталонів та ЗВТ, які використовуються науково-виробничими лабораторіями Державного підприємства «Всеукраїнський державний науково-виробничий центр стандартизації, метрології, сертифікації та захисту прав споживачів» (ДП «Укрметртестстандарт»).

Традиційно у своїй практичній роботі лабораторії проводять калібрування робочих еталонів та ЗВТ через час, який виробник записав у паспорті на прилад. Цей час характеризує властивості усієї сукупності приладів даного типу. Але кожний ЗВТ має свої власні характеристики (у межах допустимих) та умови експлуатації. І це необхідно враховувати при прийнятті у лабораторії рішення про проведення калібрування. У якості ефективності може бути прийнято збільшення міжкалібрувального інтервалу. Але може и бути інша постановка задачі, а саме: через який час необхідно прилад направити на калібрування, щоб відхилення характеристики під час експлуатації не перевищило деякого значення $a \cdot \Delta$, де Δ – граничне значення вимірювання/відтворення фізичної величини, $a < 1$. Таким чином можна оцінити спроможність конкретного приладу з заданою точністю виконувати вимірювання.

4.1 Проміжні перевіряння калібратора напруги типу Н4-19

Виходячи із рекомендації заводу-виробника щодо міжповірочного (міжкалібрувального) інтервалу 24 місяці, проміжні перевіряння калібратора напруги проводились один раз на місяць.

Точка, у якій проводились проміжні перевіряння (номінальне значення): $U_{nom} = \mu_0 = 500$ мВ, кількість спостережень у кожній контрольній точці складає $n = 5$.

Регламентовані заводом-виробником у точці μ_0 значення абсолютного та середньоквадратичного відхилення складають: $\Delta = 0,27$ мВ та $\sigma_0 = 0,2$ мВ.

У таблиці 4.1 наведено середні значення відтворення напруги калібратором, отримані під час проведення проміжних перевірянь. Також у таблиці 4.1 наведено розраховані за виразом (2.6) значення, необхідні для побудови кривої експоненційно-зваженого ковзного середнього з коефіцієнтом згладжування $\alpha = 0,4$.

Таблиця 4.1 – Результати проміжних перевірянь калібратора напруги

№, з/п	\bar{x}_j , мВ	Експоненційно- зважене ковзне середнє, мВ	$\bar{x}_j - \mu_0$, мВ	Y_{ij} , мВ
1	2	3	4	5
1	499,991	499,991	-0,009	-0,009
2	500,081	500,027	0,081	0,072
3	499,979	500,008	-0,021	0,051
4	499,955	499,987	-0,045	0,006
5	500,046	500,010	0,046	0,052
6	499,9	499,966	-0,1	-0,048
7	499,987	499,975	-0,013	-0,061
8	500,138	500,040	0,138	0,077
9	499,87	499,972	-0,13	-0,053
10	500,035	499,997	0,035	-0,018
11	499,92	499,966	-0,08	-0,098
12	499,9	499,940	-0,1	-0,198

Продовження таблиці 4.1

13	499,829	499,895	-0,171	-0,369
14	499,821	499,866	-0,179	-0,548
15	499,93	499,891	-0,07	-0,618
16	499,793	499,852	-0,207	-0,825
17	499,812	499,836	-0,188	-1,013
18	500,02	499,910	0,02	-0,993
19	499,757	499,849	-0,243	-1,236
20	499,726	499,800	-0,274	-1,51

Нанесемо середні значення, наведені у колонці 2 таблиці 4.1, на контрольну карту Шухарта середніх значень (див. рисунок 4.1). При цьому, значення верхніх та нижніх контрольних границь U_{CL} та L_{CL} розраховано, виходячи з абсолютної похибки, регламентованої заводом-виробником калібратора у точці μ_0 .

Аналіз кривої, наведеної на рисунку 4.1, показує, що у 20-тій контрольній точці вона виходить за межі лінії граничного допустимого значення, тобто після 20-го проміжного перевіряння прилад необхідно подавати на калібрування



Рисунок 4.1 – Представлення експериментальних даних на контрольній карті Шухарта середніх значень

Проаналізуємо, чи можна на підставі карт Шухарта встановити міжкалібрувальний інтервал, при якому забезпечується точність вища, ніж встановлено виробником для калібратора напруги. Розглянемо різні підходи до встановлення контрольних границь U_{CL} та L_{CL} з метою підвищення точності результатів вимірювань.

Спочатку розрахуємо контрольні границі, виходячи із рівня довіри 0,99 ($\alpha = 0,01$):

$$U_{CL} = \mu_0 + \frac{z_{0,995} \cdot \sigma_0}{\sqrt{n}} = 500 + 1,152 \cdot 0,2 = 500,23 \text{ мВ};$$

$$L_{CL} = \mu_0 - \frac{z_{0,995} \cdot \sigma_0}{\sqrt{n}} = 500 - 1,152 \cdot 0,2 = 499,77 \text{ мВ}.$$

Контрольна карта Шухарта з новими граничними значеннями U_{CL} та L_{CL} наведена на рисунку 4.2.



Рисунок 4.2 – Контрольна карта Шухарта з граничними значеннями U_{CL} та L_{CL} , розрахованими за рівня довіри 0,99.

З рисунку 4.2 видно, що за такого підвищення точності результатів вимірювань калібратор напруги повинен бути поданий на калібрування після 19-го проміжного перевіряння.

Розглянемо можливість подальшого підвищення вимог до точності вимірювань обраним калібратором. Цього разу границі U_{CL} та L_{CL} розрахуємо на рівні 70 % від встановленого заводом-виробником значення абсолютної похибки. Тобто, пропонується підвищити вимоги до гарантованої точності відтворення напруги на 30 %.

Нові граничні значення $U_{CL(0,7)}$ та $L_{CL(0,7)}$ наведені на рисунку 4.3 пунктирними лініями.



Рисунок 4.3 – Контрольна карта Шухарта з граничними значеннями U_{CL} та L_{CL} , розрахованими на рівні 70 % від значення абсолютної похибки

За такого підходу до підвищення точності результатів вимірювань та встановлення контрольних границь калібратор напруги повинен бути наданий на калібрування за результатами 16-го проміжного перевіряння. Але під час 17 і 18 проміжного перевіряння результати відтворення напруги знову

знаходиться у межах допуску. Тобто при 16 перевірці можливим був «промах», тобто виникла подія, поява якої допускалася малоюмовірною.

Для перевірки такого припущення застосуємо комплексний метод виявлення дрейфу метрологічних характеристик ЗВТ для встановлення наявності тренду та «промахів» на контрольній карті Шухарта. Розраховані значення точок експоненційно-зваженого ковзного середнього знаходяться у колонці 3 таблиці 4.1. Нанесемо точки на контрольну карту (див. рисунок 4.4).

На рисунку 4.4 очевидним є дрейф середніх значень у бік зменшення після 10-го проміжного перевірня, а результат, отриманий на 16-му етапі контролю можна вважати «промахом».

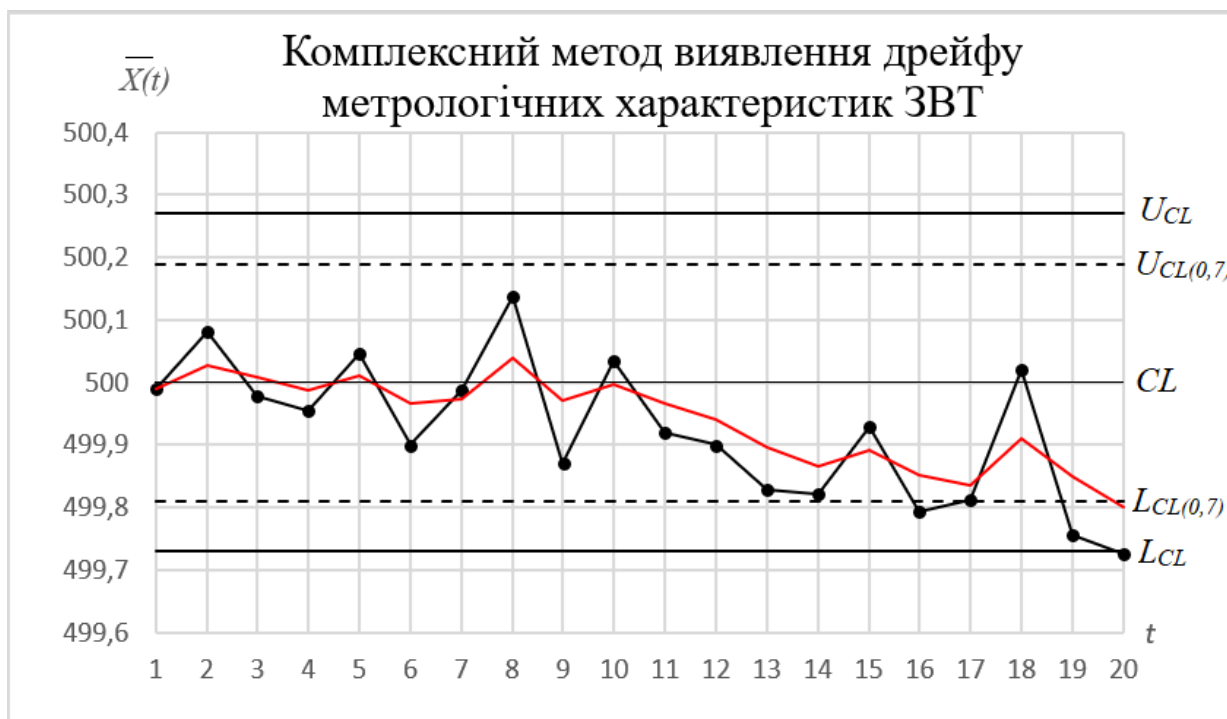


Рисунок 4.4 – Комплексний метод виявлення дрейфу метрологічних характеристик ЗВТ

Проаналізуємо наявні вихідні дані за допомогою CUSUM-карти (див. рисунок 4.5).

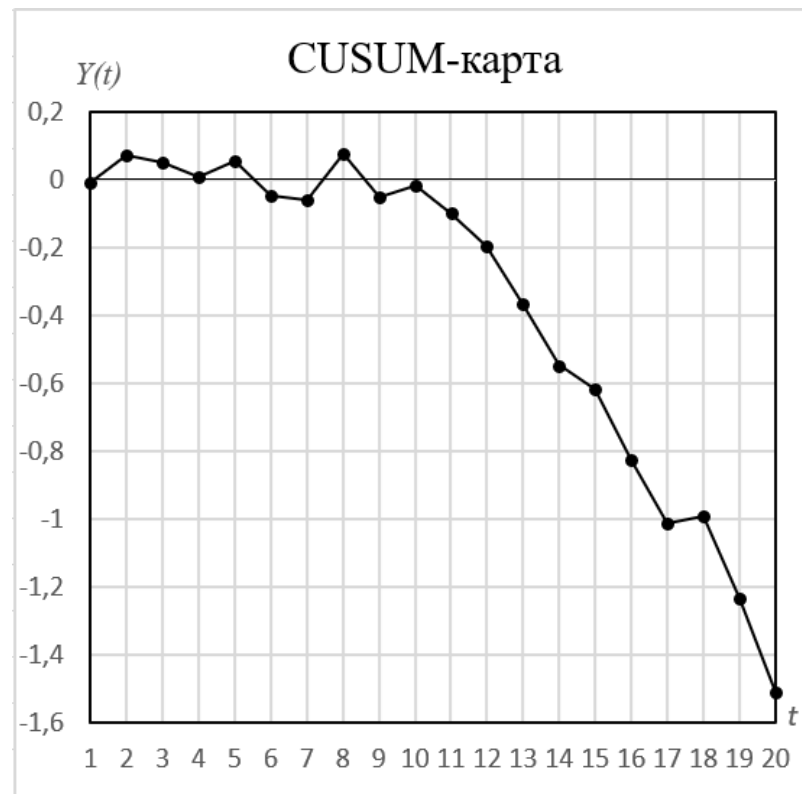


Рисунок 4.5 – Результати, нанесені на CUSUM-карту

Нанесемо на отриману CUSUM-карту V-маску з коефіцієнтом масштабування $f = 0,1$. Розрахуємо основні параметри V-маски згідно з виразами (2.28) та (2.30):

$$\theta = \arctg \frac{\Delta}{2f} = \arctg \left(\frac{0,27}{2 \cdot 0,1} \right) = 53,47^\circ;$$

$$d = -\frac{2}{n \cdot \delta^2} \cdot \ln \frac{\alpha}{2} = -\frac{2 \cdot \sigma_0^2}{n \cdot \Delta^2} \cdot \ln \frac{\alpha}{2} = -\frac{2 \cdot 0,2^2}{5 \cdot 0,27^2} \cdot \ln \frac{0,01}{2} = 1,16.$$

Послідовно будемо аналізувати шляхом накладання V-маски на контрольні точки, нанесені на карту, які відображають кумулятивну суму на поточному етапі (див. рисунок 4.6).

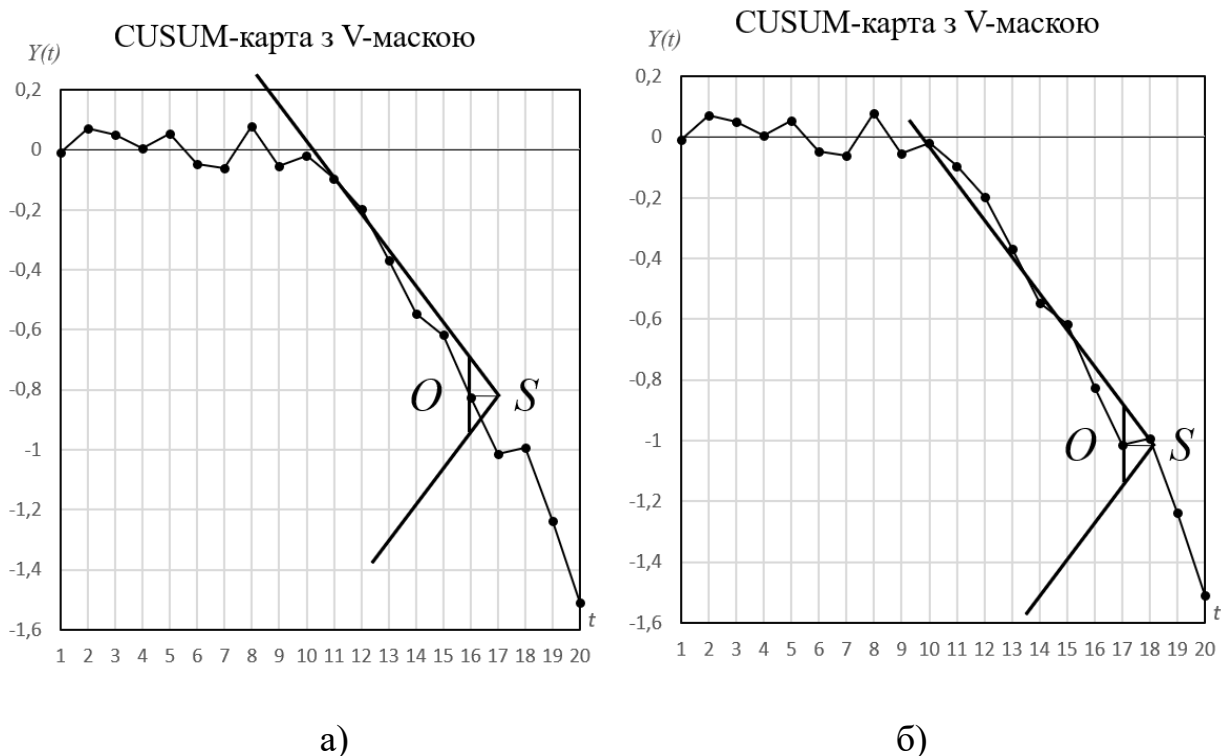


Рисунок 4.6 – Результати, нанесені на CUSUM-карту з V-маскою:

а) після 16-го етапу контролю; б) після 17-го етапу контролю

Проаналізувавши графічне зображення на рисунку 4.6 а), після 16 проміжного перевіряння можна зробити висновок про те, що має місце зміщення метрологічних характеристик калібратора, що контролюється – верхній промінь V-маски перетинає криву на CUSUM-карті. Це також підтверджується тим, що на 17-ому і подальших етапах верхній промінь буде перетинати кумулятивну криву. Таким чином, розглянутий приклад доводить правильність теоретичних обґрунтувань у цій роботі стосовно вищої чутливості до зміщення CUSUM-карт відносно класичних карт Шухарта.

Для підтвердження цього висновку, проведемо аналіз CUSUM-карт за допомогою чисельного методу із застосуванням схеми інтервалів прийняття рішень (EIS). Результати розрахунків статистик S_t^+ і S_t^- наведено у таблиці 4.2.

Таблиця 4.2 – Розрахунки для чисельного методу оцінювання CUSUM-карт

№, з/п	\bar{x}_j	$\bar{x}_j - \mu_0 - K$	S_t^+	$\bar{x}_j - \mu_0 + K$	S_t^-
1	2	3	4	5	6
1	499,991	-0,0225		0,0045	
2	500,081	0,0675	0,0675	0,0945	
3	499,979	-0,0345		-0,0075	-0,0075
4	499,955	-0,0585		-0,0315	-0,039
5	500,046	0,0325	0,0325	0,0595	
6	499,9	-0,1135		-0,0865	-0,0865
7	499,987	-0,0265		0,0005	
8	500,138	0,1245	0,1245	0,1515	
9	499,87	-0,1435		-0,1165	-0,1165
10	500,035	0,0215		0,0485	-0,068
11	499,92	-0,0935		-0,0665	-0,1345
12	499,9	-0,1135		-0,0865	-0,221
13	499,829	-0,1845		-0,1575	-0,3785
14	499,821	-0,1925		-0,1655	-0,544
15	499,93	-0,0835		-0,0565	-0,6005
16	499,793	-0,2205		-0,1935	-0,794
17	499,962	-0,0515		-0,0245	-0,8185
18	500,15	0,1365		0,1635	-0,655
19	499,827	-0,1865		-0,1595	-0,8145
20	499,846	-0,1675		-0,1405	-0,955

Згідно з отриманими даними побудуємо графік обробки CUSUM-карти із застосуванням схеми EIS (див. рисунок 4.7).



Рисунок 4.7 – Обробка CUSUM-карти із застосуванням схеми EIS

Як і передбачалося у підрозділі 2.3.5 цієї роботи, результат аналізування CUSUM-карти із застосуванням схеми інтервалів прийняття рішень показав однаковий з графічним методом оцінювання за допомогою V-маски результат – вихід метрологічних характеристик калібратора поза встановлені границі після 16-го проміжного перевіряння.

На останок, застосуємо новий розроблений метод ковзної регресії на CUSUM-карті. Враховуючи те, що метод не чутливий до масштабування графіка CUSUM-карти, розрахуємо граничне значення $tg\theta_{lim}$ згідно з виразом (2.25):

$$tg\theta_{lim} = \frac{\delta \cdot \sigma_0}{2} = \frac{1,35 \cdot 0,2}{2} = 0,135.$$

Розрахуємо значення $tg\theta_i$ ліній ковзної регресії, побудованих за чотирма послідовними точками CUSUM-карти. Для візуалізації нанесемо отримані значення $tg\theta_i$ на графік і порівняємо їх із значенням $\pm tg\theta_{lim}$ (див. рисунок 4.8). Як було сказано раніше, побудова графіку не є обов'язковою для цього методу, за умови автоматизації цілком достатньо аналітичних розрахунків.

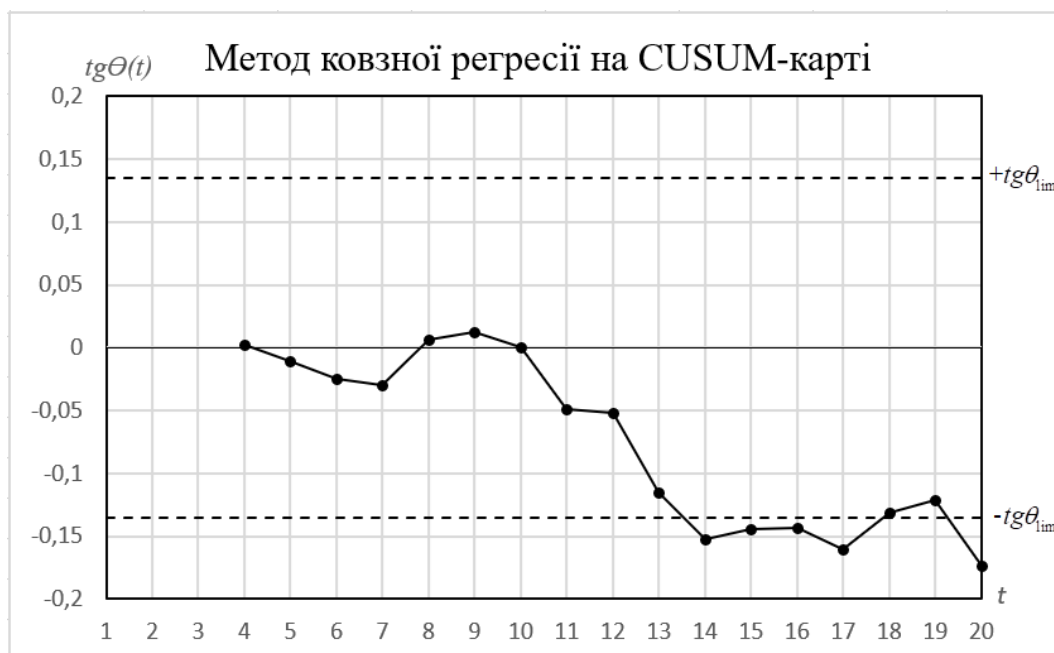


Рисунок 4.8 – Візуалізація методу ковзної регресії на CUSUM-карті

З рисунку 4.6 видно, що метод ковзної регресії на CUSUM-карті сигналізує про зміну метрологічних характеристик вже після 14-го проміжного перевіряння. Перевіримо виконання додаткового критерію згідно з виразом (2.47), а саме: $Y_{i-3} > Y_{i-2} > Y_{i-1} > Y_i$. Скориставшись даними із колонки 5 таблиці 4.1 робимо висновок, що додатковий критерій справджується: $Y_{11} > Y_{12} > Y_{13} > Y_{14}$.

Розглянутий приклад з використанням експериментальних даних показав, що карти Шухарта середніх значень не завжди вчасно можуть встановити незначні зміщення метрологічних характеристик еталонів чи ЗВТ. CUSUM-карти у даному випадку є значно ефективнішими, оскільки дозволили виявити зміну метрологічних характеристик калібратора після 16-го проміжного перевіряння. У той же час, застосування розробленого методу ковзної регресії на CUSUM-карті дозволило виявити зміну метрологічних характеристик після 14-го проміжного перевіряння, що, у порівнянні з іншими методами, є дуже раннім сигналом.

Порівняння результатів, отриманих за допомогою розробленого методу ковзної регресії на CUSUM-карті, з результатами, наведеними на рисунку

4.3, можна зробити висновок про те, що розроблений метод може використовуватись не лише для виявлення зміни метрологічних характеристик еталонів та ЗВТ на ранньому етапі, а і для застосування приладів за умов більшої статистичної надійності, забезпечення підвищення вимог до точності вимірювання, у порівнянні з гарантованою заводом-виробником.

4.2 Проміжні перевіряння вольтметра типу Keithley 2700

Проміжні перевіряння вольтметра проводились один раз на місяць у точці $U_{nom} = 24$ В. Заводом-виробником вольтметра нормовано граничне значення абсолютного зміщення у цій точці $\Delta = 2$ мВ та СКВ $\sigma_0 = 1$ мВ. При кожному проміжному перевірці проводилось по $n = 5$ спостережень. Обчислені середні значення (результати вимірювань) представлені у Таблиці 4.3.

Таблиця 4.3 – Результати проміжних перевірянь вольтметра

№, з/п	1	2	3	4	5	6	7
\bar{x}_j , мВ	24000,9	24000,3	23999,5	23999,3	23999,6	24000,4	24000,5

№, з/п	8	9	10	11	12	13	14
\bar{x}_j , мВ	24000,1	24000,2	24001,2	24000,9	24000,1	24000,3	24000,9

№, з/п	15	16	17	18	19	20
\bar{x}_j , мВ	23999,8	24001,6	24000,3	24000,9	23999,8	24001,6

Побудуємо за наявними даними контрольну карту Шухарта середніх значень у контрольних точках, (див. рисунок 4.9)



Рисунок 4.9 – Результати проміжних перевірянь вольметра на контрольній карті Шухарта середніх значень

Як показує аналіз кривої, представленої на контрольній карті рисунку 4.9, зміщення середніх значень знаходяться у границях допустимих відхилень U_{CL} та L_{CL} . Враховуючи це, лабораторія може продовжувати використовувати вольметр з нормованою точністю без калібрування.

Щоб переконатися у тому, що відсутнє зміщення характеристики перетворення вольметра, додатково проаналізуємо дані, представлені у таблиці 4.3, за допомогою розробленого методу ковзної регресії на CUSUM-карті, як найбільш чутливого до наявності зміщення. Результати аналізування приведені на рисунку 4.10.

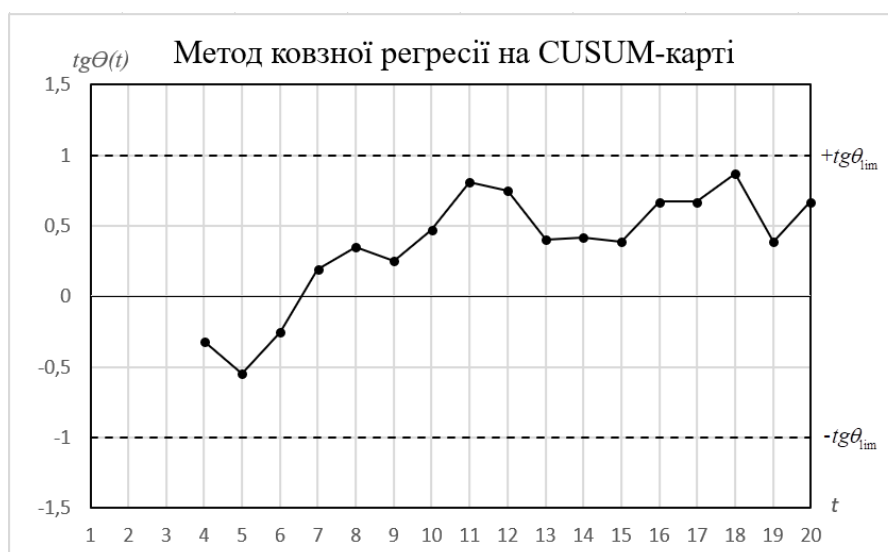


Рисунок 4.10 – Використання методу ковзної регресії на CUSUM-карті

Як бачимо, застосування методу ковзної регресії на CUSUM-карті не дозволило виявити зміщення метрологічних характеристик вольтметра поза нормовані границі.

Враховуючи те, що характеристика похибки вольтметра представляється двочленною формулою, в яку входить адитивна складова (зміщення) та мультиплікативна складова (зміна чутливості), для підтвердження попередніх висновків, проаналізуємо наявні дані з використанням розробленого адаптивного алгоритму виявлення критичної послідовності СКВ-точок.

Для цього розрахуємо СКВ для кожного етапу проміжного контролю, виходячи із наявної кількості спостережень $n = 5$. Також зазначимо до якого елементарного діапазону розподілу Пірсона потрапили отримані СКВ (S) при розподілі за модою та за медіаною. Результати розрахунків наведено у таблиці 4.4.

Таблиця 4.4 – СКВ, розраховані за результатами проміжних перевірянь

№, з/п	S	Елементарний діапазон (розподіл за модою)	Елементарний діапазон (розподіл за медіаною)
1	1,019	C_H	C_H
2	1,095	C_H	C_H
3	0,817	C_H	C_L
4	1,174	C_H	C_H
5	0,602	C_L	B_L
6	0,817	C_H	C_L
7	0,988	C_H	C_H
8	1,379	B_H	B_H
9	1,063	C_H	C_H
10	1,114	C_H	C_H
11	1,247	C_H	C_H
12	1,222	C_H	C_H

Продовження таблиці 4.4

13	1,362	B_H	B_H
14	1,512	B_H	B_H
15	1,706	A_H	A_H
16	1,309	B_H	C_H
17	1,576	B_H	B_H
18	1,189	C_H	C_H
19	1,713	A_H	A_H
20	1,551	B_H	B_H

Нанесемо отримані СКО на контрольну карту розподілу Пірсона, розділену на елементарні діапазони за медіаною (див. рисунок 4.11).



Рисунок 4.11 – СКВ точки на контрольній карті розподілу Пірсона, розділених на інтервали за медіаною

Проаналізувавши контрольну карту згідно з адаптивним алгоритмом виявлення критичної послідовності СКВ-точок, запропонованим у розділі 3 цієї роботи, виявляємо критичну послідовність точок за результатами 13-го

проміжного перевіряння, а саме: послідовність точок, починаючи з 7-ї по 13-у, включно, знаходяться діапазонах V_n та C_n , що відповідає критерію наявності зміни чутливості характеристики вольтметра.

Таким чином можна зробити висновок, що навіть при наявності позитивного результату при застосуванні статистичних методів для перевірки зміни середнього значення, на практиці, необхідно також контролювати значення СКВ, отримані за результатами проміжних перевірянь. З цією метою було розроблено адаптивний алгоритм виявлення критичної послідовності СКВ-точок.

Висновки за розділом 4

1. Проведена практична перевірка показала, що застосування комплексного методу виявлення дрейфу метрологічних характеристик ЗВТ дозволило згладити викид і встановити тенденцію зміщення характеристики перетворення еталону.

2. Застосування методу ковзної регресії на CUSUM-карті дозволяє на 25 – 30 % швидше виявити момент настання зміни метрологічних характеристик еталонів та ЗВТ у порівнянні з іншими статистичними методами.

3. Для контролю метрологічних характеристик ЗВТ розроблено метод виявлення критичної послідовності СКВ-точок, яким запропоновано новий підхід до виявлення зміни чутливості характеристики перетворення ЗВТ.

ВИСНОВКИ

У дисертації наведено нові методи вирішення задачі встановлення та обґрунтування часових інтервалів між калібруваннями робочих еталонів та ЗВТ, які використовуються випробувальними та калібрувальними лабораторіями.

1. Виконано аналіз існуючих підходів до встановлення міжкалібрувальних інтервалів еталонів та ЗВТ, які базуються на середньому значенні часу надійної роботи без урахування вихідних характеристик ЗВТ, умов та режимів їх експлуатації. Обґрунтовано необхідність проведення проміжних перевірянь для об'єктивного встановлення часових інтервалів між калібруваннями.

2. Обґрунтовано доцільність використання контрольних карт та інструментів статистичного аналізу для встановлення міжкалібрувальних інтервалів робочих еталонів та ЗВТ, з урахуванням їх реального стану та умов експлуатації. Проаналізовано чутливість контрольних карт Шухарта середніх значень та контрольних карт накопичувальних сум (CUSUM-карт) до виявлення дрейфу характеристики перетворення ЗВТ.

3. Розроблено комплексний метод виявлення дрейфу метрологічних характеристик ЗВТ, заснований на спільному використанні контрольних карт Шухарта середніх значень та експоненційно-зважених ковзних середніх, що дозволяє згладжувати випадкові "промахи" на карті та виявляти дрейф характеристики перетворення ЗВТ.

4. Проаналізовано графічний та чисельний методи побудови CUSUM-карт, показана еквівалентність отриманих результатів та більша чутливість методів у порівнянні з картами середніх значень Шухарта. Розроблений на основі CUSUM-карт новий метод ковзної регресії дозволяє на 25 – 30 % швидше виявити момент виходу характеристик ЗВТ за допустимі граничні

значення. Це надає можливість статистично надійно встановлювати міжкалібрувальні інтервали.

5. Встановлено можливість застосування закону розподілу Пірсона для контролю стану еталонів та ЗВТ шляхом аналізу попадання у елементарні діапазони розподілу послідовності значень вибірових СКВ, отриманих за результатами проміжних перевірянь і нанесених на контрольну карту. Показано, що, на відміну від існуючих, розроблений метод виявлення критичної послідовності СКВ-точок дозволяє оперативно виявити зміну з часом чутливості характеристики ЗВТ.

6. Проведено експериментальні дослідження розроблених методів, доведена їх ефективність при виявленні змін метрологічних характеристик робочих еталонів та ЗВТ, у порівнянні з існуючими підходами.

Впровадження запропонованих у дисертації методів дозволить лабораторіям обґрунтовано надавати власні робочі еталони та ЗВТ на калібрування саме тоді, коли це необхідно і, як наслідок, економити власні кошти і час, необхідні для цього.

СПИСОК ПУБЛІКАЦІЙ ЗДОБУВАЧА ЗА ТЕМОЮ ДИСЕРТАЦІЇ

1. Володарський Є.Т. Розробка методів визначення необхідності проведення повторних калібрувань еталонів та засобів вимірювальної техніки / Є.Т. Володарський, І.О. Потоцький // Метрологія та прилади, 2017. – № 5-I (67). – С. 62-67.
2. Кузьменко Ю.В. Калібрування засобів вимірювальної техніки відповідно до вимог Закону України «Про метрологію та метрологічну діяльність» та його значення для отримання зіставних та простежуваних результатів вимірювання, їх міжнародного визнання / Ю.В. Кузьменко, Є.Т. Черепков, І.О. Потоцький, Л.Ю. Несвідоміна, Н.В. Мілковська // Метрологія і прилади, 2017. – № 5, С. 3-12.
3. Потоцький І.О. Новий підхід щодо визначення необхідності проведення калібрування вимірювального обладнання / І.О. Потоцький // Вимірювальна техніка та метрологія, 2018. – № 2 (79). – С. 60-63
4. Володарський Є.Т. Забезпечення метрологічної надійності вимірювань / Є.Т. Володарський, І.О. Потоцький // Вимірювальна техніка та метрологія, 2019. – № 3 (80). – С. 5-9.
5. Володарский Е.Т. Особенности, возможности и применение контрольных карт накопленных сумм. Часть 1. Метод графической оценки разлаженности технологического процесса / Е.Т. Володарский, Л.А. Кошечая, И.А. Потоцкий // Метрологія і прилади, 2019. – № 4, С. 24-30.
6. Володарский Е.Т. Особенности, возможности и применение контрольных карт накопленных сумм. Часть 2. Численный метод оценки разлаженности технологического процесса / Е.Т. Володарский, Л.А. Кошечая, И.А. Потоцкий // Метрологія і прилади, 2019. – № 5, С. 3-7.
7. Volodarsky E.T. Theoretical substantiation and application of CUSUM-charts / E.T. Volodarsky, I.O. Pototskiy // Proceedings of 2019 IEEE 8th

International Conference on Advanced Optoelectronics and Lasers CAOL*2019. – 6 – 8 September, 2019, Sozopol, Bulgaria. – p. 636-639.

8. Потоцький І.О. Новий підхід щодо визначення необхідності проведення калібрування вимірювального обладнання / І.О. Потоцький // Тези доповідей IV Всеукраїнської науково-технічної конференції молодих вчених у царині метрології «Technical Using of Measurement – 2018» (TUM-2018), м. Славське, 13 – 18 лютого 2018 року. – С. 28-30.

9. Потоцький І.О. Розробка методу встановлення міжкалібрувальних інтервалів вимірювального обладнання / І.О. Потоцький // Тези доповідей V Всеукраїнської науково-технічної конференції молодих вчених у царині метрології «Technical Using of Measurement – 2019» (TUM-2019), м. Славське, 29 січня – 2 лютого 2019 року. – С. 69-71.

10. Потоцький І.О. Міжкалібрувальні інтервали засобів вимірювальної техніки / І.О. Потоцький // Тези доповідей XVIII Міжнародної науково-технічної конференції “ПРИЛАДОБУДУВАННЯ: стан і перспективи”, КПІ ім. Ігоря Сікорського, м. Київ, Україна, 15-16 травня 2019 року. – С. 202-203.

11. Потоцький І.О. Метод встановлення міжкалібрувальних інтервалів засобів вимірювальної техніки / І.О. Потоцький // Тези доповідей V Міжнародної наукової конференції «Вимірювання, контроль та діагностика в технічних системах» (ВКДТС-2019), м. Вінниця, 29 – 31 жовтня 2019 року. – С. 14-16.

12. Кузьменко Ю.В. Межповерочные интервалы средств измерительной техники / Ю.В. Кузьменко, И.А. Потоцкий // Доклад на Семинаре КООМЕТ «Установление межповерочных интервалов в сфере законодательной метрологии», г. Киев, 11 сентября 2019 года (https://www.coomet.net/fileadmin/user_files/DOCUMENTS/TC_documents/TC_2/Meetings/19-2019/Seminar_Presentation.zip).

АКТИ ВПРОВАДЖЕННЯ

ЗАТВЕРДЖУЮ
Перший проректор НТУУ
«КПІ імені Ігоря Сікорського»,
академік НАН України,
доктор технічних наук, професор
Ю.І. Якименко
_____ 2019 року

**АКТ**

впровадження результатів дисертаційної роботи
на здобуття вченого ступеня кандидата технічних наук
Потоцького Ігоря Олексійовича

Даний акт складено в тому, що на кафедрі автоматизації експериментальних досліджень приладобудівного факультету НТУУ «КПІ імені Ігоря Сікорського» впроваджено у навчальний процес результати дисертаційної роботи Потоцького І.О. «Методи встановлення інтервалів калібрування еталонів та засобів вимірювальної техніки», а саме, при викладенні дисциплін:

1. «Інтелектуальні інформаційно-вимірювальні системи» - метод поточного встановлення міжкалібрувального інтервалу засобів вимірювальної техніки.
2. «Теорія експерименту» - метод встановлення критичної послідовності СКВ-точок.

Економічний ефект від впровадження не підраховується.

Завідувач кафедри автоматизації
експериментальних досліджень,
доктор технічних наук, професор



Ю.М. Туз

«__» _____ 2019 року

ЗАТВЕРДЖУЮ

Заступник генерального директора з
метрології, оцінки відповідності засобів
вимірювальної техніки та наукової діяльності
ДП «УКРМЕТРТЕСТСТАНДАРТ»



Ю.В. Кузьменко

«12» 12 2019 р.

АКТ

впровадження результатів дисертаційної роботи
на здобуття вченого ступеня кандидата технічних наук
Потоцького Ігоря Олексійовича

Даний акт складено в тому, що у Державному підприємстві «Всеукраїнський державний науково-виробничий центр стандартизації, метрології, сертифікації та захисту прав споживачів» (ДП «УКРМЕТРТЕСТСТАНДАРТ») впроваджено результати дисертаційної роботи Потоцького І.О. «Методи встановлення інтервалів калібрування еталонів та засобів вимірювальної техніки». Результати роботи покладено в основу проекту стандарту підприємства щодо визначення міжкалібрувальних інтервалів обладнання, що використовується у лабораторіях.

Економічний ефект від впровадження не підраховувався.

Директор Науково-технічного інституту
національної метрологічної служби України
ДП «УКРМЕТРТЕСТСТАНДАРТ»

С.Т. Черепков

«04» 12 2019 року