

**ХАРКІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
РАДІОЕЛЕКТРОНІКИ
МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ**

Кваліфікаційна наукова
праця на правах рукопису

ЄФИМЕНКО СЕРГІЙ АНДРІЙОВИЧ

УДК 535.65:664.641

**ДИСЕРТАЦІЯ
КОЛОРИМЕТРИЧНИЙ МЕТОД ТА ЗАСІБ
ДЛЯ ЕКСПРЕС-КОНТРОЛЮ ЯКОСТІ ЗЕРНОВИХ КУЛЬТУР**

152 – Метрологія та інформаційно-вимірювальна техніка.

15 – Автоматизація та приладобудування

Подається на здобуття наукового ступеня доктора філософії

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

_____ С. А. Єфименко

Науковий керівник
Хорошайло Юрій Євгенійович,
кандидат технічних наук, доцент

АНОТАЦІЯ

Єфименко Сергій Андрійович. **Колориметричний метод та засіб для експрес-контролю якості зернових культур.** – Кваліфікаційна наукова праця на правах рукопису.

Дисертація на здобуття наукового ступеня доктора філософії за спеціальністю 152 «Метрологія та інформаційно-вимірювальна техніка». – Харківський Національний університет радіоелектроніки, Харків, 2021.

Зміст анотації. Дисертаційна робота присвячена удосконаленню методів параметричного контролю якості зернових культур за рахунок зниження випадкового факторного впливу при визначенні результату вимірювання одиничного показника колориметричного контролю (жовтизни зерна пшениці), що є важливим науковим і практичним завданням. Другим завданням дисертаційної роботи є створення засобу колориметричного експрес-контролю якості зернових культур.

Мета дослідження – удосконалення методів і створення технічного засобу для колориметричного експрес-контролю якості зернових культур, підвищення точності та вірогідності отриманих результатів за рахунок використання методів статистичного аналізу результатів вимірювань.

Практична значущість результатів дослідження полягає у тому, що:

1. Розроблено макет приладу для експрес-контролю кольору, запропоновано алгоритм розрахунків координат кольору і отримано їх у цифровому вигляді, а також у вигляді фрагменту кольору на екрані монітора, що дозволяє швидко та з достатньо високою достовірністю отримувати результати вимірювань кольору досліджуваних середовищ.

2. У ТОВ «НВП АЛЬТА» результати роботи використовуються при підборі налаштувань RGB-камер фотосепараторів для сортування різних сільгоспкультур (пшениця, ячмінь, гречка, соняшник, соя та ін.) (акт від 20.12.2019 р.).

3. На кафедрі фізики ХНУРЕ результати роботи впроваджені, в навчальний процес, де використовуються під час читання лекцій, проведення

практичних та лабораторних робіт по геометричній та хвильовій оптиці за спеціальністю «видавничо-поліграфічна справа» (акт від 09.01.2019 р.).

Наукова новизна одержаних результатів полягає в тому, що:

– отримав подальший розвиток метод інформаційного аналізу системи показників колориметричного контролю якості зернових культур, що дозволив формувати систему показників в умовах невизначеності відтворення рівнів параметрів, що контролюються;

– введено поняття колориметричної функції, як узагальнюючої характеристики інтенсивності випромінювання відбитого і розсіяного випромінювання досліджуваних об'єктів, показана можливість використання розроблених аналітичних методів при дослідженні оптичного випромінювання як в часовій так і в частотній областях;

– отримані математичні моделі перехресних класифікацій, що враховують ефекти одночасної взаємодії трьох факторів (температури, вологості, освітленості) на результат вимірювання одиничного показника колориметричного контролю (жовтизна зерна пшениці), визначені рівняння для оцінювання достовірності статистичних висновків про інформаційну значимість показників колориметричного контролю;

– запропоновані аналітичні співвідношення, що дають змогу оцінити кількість інформації для кожного з показників колориметричного контролю при факторному впливі на лінійну функцію перетворення цих показників.

У вступі дисертації обґрунтовано актуальність теми дослідження, сформульовано мету, завдання, об'єкт, предмет, розкрито наукову новизну, практичну значущість одержаних результатів, визначено особистий внесок автора, наведено дані стосовно апробації та впровадження в практику результатів дослідження, представлені етапи дослідження, надано кількість публікацій за темою роботи.

У першому розділі дисертаційної роботи «**Сучасний стан методів та засобів колориметрії. Вибір напрямку досліджень**» проаналізовано наукові праці вітчизняних і зарубіжних авторів з питань проблеми дослідження, що

дозволило визначити основні напрями наукового пошуку щодо проблеми удосконалення методів і створення технічного засобу для колориметричного експрес-контролю якості зернових культур. Визначено важливість застосування колориметричного методу експрес-контролю для оцінювання якості зерна пшениці, невизначеність характеристик якої впливає на точність отримання вимірювальної інформації, та методів багатомірного статистичного аналізу для визначення наскільки істотний вплив того або іншого фактору на розсіювання результатів спостережень вихідної величини.

У другому розділі **«Розробка та використання математичних моделей лінійних систем для побудови датчиків кольору»** описані методи та засоби, які використовувались відповідно до поставленої мети і завдань, а також об'єкту та предмету дослідження. Розглянуто можливість застосування математичних моделей лінійних систем для побудови датчиків кольору та сформульовані принципи синтезу пристроїв автоматичної класифікації колірних відтінків. Доведено можливість використання поняття колориметричної функції в прикладних дослідженнях.

У третьому розділі **«Розробка цифрових пристроїв для вирішення задач оптичного контролю»** представлено результати аналізу існуючих варіантів побудови цифрових датчиків і цифрових пристроїв для вирішення задач оптичного контролю та варіанти їх вдосконалення. Наведено опис розроблених автором корисних моделей, що захищені патентами України які враховують недоліки прототипів, а також усувають їх. Отримано аналітичне співвідношення, за яким можна однозначно визначити ступінь проникності оптичного середовища у випадку забарвлення світлового потоку.

У четвертому розділі **«Аналіз впливу невизначеності результатів вимірювань на вірогідність колориметричного контролю»** представлено обґрунтування та оцінювання достовірності статистичних висновків про інформаційну значимість показників колориметричного контролю, що впливають на результат контролю для забезпечення максимально високої вірогідності отриманого результату. Було проведено аналіз та запропонована

спрощена модель перехресних класифікацій, що враховує ефекти одночасної взаємодії трьох факторів (температури, вологості, освітленості) на результат вимірювання одиничного показника колориметричного контролю (жовтизна зерна пшениці); проведено її дослідження. Визначені обмеження на кількість рівнів основного параметра контролю та факторів, що впливають на результат колориметричного контролю при заданій метрологічній невизначеності параметра контролю. Отримані рівняння для оцінювання достовірності статистичних висновків про інформаційну значимість показників колориметричного контролю для спрощеної моделі перехресної класифікації. Отримані аналітичні співвідношення, що дають змогу оцінити кількість інформації для кожного з показників колориметричного контролю при факторному впливі на лінійну функцію перетворення цих показників. Розглянуті основні положення дискримінантного аналізу та запропоновано моделі для оцінювання кількості інформації по ймовірностям помилок першого та другого роду від параметру контролю; представлені рівняння, що дозволяють ранжувати показники за зменшенням їх чутливості до зміни рівнів параметра колориметричного контролю.

У п'ятому розділі «**Оцінювання стандартних невизначеностей результатів вимірювань отриманих за допомогою електронного колориметру**» представлено результати проведеного дослідження результатів натурних вимірювань вихідної напруги зі схем каналів червоного, синього та зеленого фотодіодів електронного колориметру залежно від яскравості світлового випромінювання у ході якого було проведено розрахунки стандартних невизначеностей по типам А та В, а також сумарної стандартної невизначеності. Показано, що отримані значення невизначеності цілком задовольняють умовам технічного завдання на дослідження.

Висновки показали, що проведено удосконалення одного з методів параметричного контролю якості зернових культур за рахунок зниження випадкового факторного впливу при визначенні результату вимірювання одиничного показника колориметричного контролю (жовтизни зерна

пшениці). Запропонований метод інформаційного аналізу дозволив формувати систему показників в умовах невизначеності відтворення рівнів параметрів, що контролюються, а створений засіб колориметричного експрес-контролю якості зернових культур дає можливість ефективно вирішувати поставлені завдання.

Ключові слова: невизначеність вимірювань, колориметричний контроль, дисперсійний аналіз, модель впливу, похибка.

СПИСОК ПУБЛІКАЦІЙ ЗДОБУВАЧА ЗА ТЕМОЮ ДИСЕРТАЦІЇ

Наукові праці, в яких опубліковано основні наукові результати дисертації:

1. Єфименко С. А., Хорошайло Ю. Є., Сезонова І. К. Электронная колориметрия: монографія. Харків: «Оберіг», 2020. 176 с.

Здобувачем проведено огляд сучасних методів та засобів вимірювання кольору та приладів для вимірювання кольору.

2. Єфименко С. А. Аналіз впливу невизначеності результатів вимірювань на достовірність колориметричного контролю. Метрологія та прилади. Харків, 2020. № 6 (86). С. 52 – 58.

Здобувачем виконано аналіз та запропоновано спрощену модель перехресних класифікацій, що враховує ефекти одночасної взаємодії факторів на результат вимірювання одиничного показника колориметричного контролю.

3. S. Yefymenko, I. Khoroshaylo, V. Shlyahov, S. Sotnik, A. Kagramanyan. Mathematical model of colorimetry. Вісник Національного технічного університету України «Київський політехнічний інститут». Серія: Приладобудування. 2017. Вип. 54 (2). С. 27-32.

Здобувачем проведено аналіз методів математичного моделювання процесу розпізнавання кольорових відбитків та побудови пристроїв для класифікації предметів за їх колірними характеристиками.

4. S. Efimenko, Y. Horoshaylo, V. Shlyahov, S. Sotnik. Application of the colour measurement optoelectronic method for quality control of natural gas. *Методи та прилади контролю якості*. 2017. № 2 (39). С. 55–58.

Здобувачем запропоновано оптоелектронний метод та пристрій, який його реалізує, для контролю якості природного газу.

5. Ефименко С. А., Хорошайло Ю. Е., Сезонова И. К. Оптоэлектронный экспресс-контроль качества зерна. *Міжнародний науковий журнал «ІНТЕРНАУКА»*. 2018 №21(61) т. 3. С. 82-87.

Здобувачем проаналізовано доцільність та переваги застосування оптоелектронних колориметрів для визначення якості зерна.

6. S.A. Efimenko, Y.E. Horoshaylo, I.N. Yarmak. The device for measuring colour. *Вісник НТУ «ХПІ». Серія: Електроенергетика та перетворювальна техніка*. 2018. № 8 (1284). С. 14–17.

Здобувачем запропоновано математичну модель та пристрій для вимірювання колірних характеристик, приділено увагу психофізіологічному сприйняттю кольору.

7. S. Yefymenko, I. Khoroshaylo, I. Sezonova. Mathematical model of color optoelectronic measurement. *Вісник НТУ «ХПІ». Серія: Інноваційні технології та обладнання обробки матеріалів у машинобудуванні та металургії*. 2018. №31(1307). С. 95-99.

Здобувачем запропоновано оптоелектронний метод та пристрій для колориметричних вимірювань, основним елементом якого є датчик кольору в якому використовується не три, а більше фотоприймачів.

8. S. Efimenko Y. Horoshajlo, I. Sezonova, V. Chumakov, and G. Levitskaya. "The Possibility of Using the Concept of Colorimetric Functions in Applied Research," *2019 IEEE 8th International Conference on Advanced Optoelectronics and Lasers (CAOL)*, 2019, pp. 225-227,

(doi: 10.1109/CAOL46282.2019.9019456, electronic ISSN: 2160-1534, print on Demand(PoD) ISSN: 2160-1518).

Здобувачем приведені результати можливості використання поняття колориметричної функції при вирішенні задач аналізу оптичних характеристик різних явищ, матер'ялів та середовищ.

Наукові праці, які засвідчують апробацію матеріалів дисертації:

9. S. Efimenko, Y. Horoshajlo, L. Golovkina, R. Umyarov. About one of the methods of the surface colors measurement. *27th International scientific symposium «Metrology and metrology assurance 2017» Proceedings of the symposium September 8-12, 2017, Sozopol, Bulgaria.* Sozopol, 2017. P. 96–100.

Здобувачем приведено теоретичне обґрунтування методів колориметрії і їх практична реалізація, а також надані практичні рекомендації щодо поліпшення параметрів вимірювань.

10. S. Efimenko, Y. Horoshajlo, G. Suchkov, R. Umyarov, O. Domrin. Optoelectronic methods of reflekted surfaces color control. *28-th International scientific symposium «Metrology and metrology assurance 2018» Proceedings of the symposium September 10-14, 2018, Sozopol, Bulgaria.* Sozopol, 2018. P. 95–98.

Здобувачем проведено аналіз оптико-електронних методів управління кольором відображених поверхонь, дана теоретична інформація про основні методи оцінки кольору, описані основні поняття теорії кольору.

11. S. Efimenko, Y. Horoshajlo, G. Suchkov, V. Lymarenko. Estimation of standard determinations of the results of vimiryuvan different by additional electronic colorimeter *29-th International scientific symposium «Metrology and metrology assurance 2019» Proceedings of the symposium September 6-10, 2019, Sozopol, Bulgaria.* Sozopol, 2019. P. 78-82.

Здобувачем проведені розрахунки стандартних невизначеностей по типам А та В на підставі даних, отриманих з результатів натурних вимірювань.

12. Єфименко С. А., Хорошайло Ю. Є., Семенов С. Г. Комп'ютерна система вимірювання кольору. *5-я Международная научно-техническая*

конференція “Информационные системы и технологии” ИСТ 2016. Коблево-Харьков. 2016. С. 262.

Здобувачем обгрунтовано використання комп'ютерного керування параметрами процесу вимірювання кольору зображень для підвищення точності вимірювань.

13. S. Efimenko, Y. Khoroshaylo, A. Menyaylo. Estimation of the influence of disturbance on the metrological characteristics of the electronic colorimeter. VI *Международная научно-техническая конференция «Метрология, информационно-измерительные технологии и системы» МИИТС-2017.* Харьков, 2017. С. 142–143.

Здобувачем проведено огляд факторів, які впливають на метрологічні характеристики електронного колориметра.

14. Ефименко С. А., Хорошайло Ю. Е. Колориметрические приборы на основе оптоэлектронных компонентов для измерения цвета отраженных поверхностей. III *Всеукраїнська науково-технічна конференція молодих вчених «Technical Using of Measurement – 2017».* Славське, 2017. С. 55 - 56.

Здобувачем проаналізовано можливість підвищення достовірності вимірювань кольору та збільшення швидкості обробки результатів вимірювань з допомогою електронного колориметра.

15. Ефименко С. А., Хорошайло Ю. Е., Сова А. В., Ткачев Н. Н. Электронный колориметр для определения цвета отраженных поверхностей. *Актуальні проблеми автоматики та приладобудування. Матеріали II науково-технічної конференції.* Харків, 2018. С. 153.

Здобувачем показані переваги електронного колориметра в порівнянні з іншими приладами для вимірювання кольору.

16. Ефименко С. А., Хорошайло Ю. Е., Меняйло А. Д., Шевченко И.Н. Оптоэлектронный измерительный преобразователь. *Актуальні проблеми автоматики та приладобудування. Матеріали II науково-технічної конференції.* Харків, 2018. С. 155.

Здобувачем представлена структурна схема та принцип роботи електронного колориметра.

Наукові праці, які додатково відображають наукові результати дисертації:

17. Пат. u2016 11444 Україна, МПК G01J 3/46, G05D 25/00 Цифровий датчик вимірювання проникності оптичних середовищ / Хорошайло Ю. Є., Семенов С. Г., Лимаренко В. В., Єфименко С. А.; заявник і патентовласник Харківський Національний Університет Радіоелектроніки. – № 115350; заявлено 11.11.2016; опубл. 10.04.2017, Бюл. № 7 (2017).

Здобувачем запропоновано розширення функціональних можливостей датчика за рахунок додавання функції вимірювання ступеня проникності оптичних середовищ.

18. Пат. u2017 09934 Україна, МПК G01J 3/46 Цифровий портативний пристрій вимірювання кольору / Хорошайло Ю. Є., Семенов С. Г., Лимаренко В. В., Єфименко С. А., Меньяйло О. Д.; заявник і патентовласник Харківський Національний Університет Радіоелектроніки. – № 123485; заявлено 13.10.2017; опубл. 26.02.2018, Бюл. № 4 (2018).

Здобувачем запропоновано спосіб підвищення швидкодії і точності вимірювання кольору за рахунок використання фотодіодів та мікроконтролера.

19. Пат. u2016 06243 Україна, МПК G01J 3/46, G01R 21/133, G02B 5/20, F21V 9/00 Цифровий пристрій для вимірювання проникності оптичних середовищ / Хорошайло Ю. Є., Семенов С. Г., Лимаренко В. В., Єфименко С. А.; заявник і патентовласник Харківський Національний Університет Радіоелектроніки. – № 123529; заявлено 25.10.2017; опубл. 26.02.2018, Бюл. № 4 (2018).

Здобувачем запропоновано розширення функціональних можливостей пристрою за рахунок використання АЦП, мікроконтролера та інтерфейса USB.

20. Пат. u2019 10509 Україна, МПК G01J 3/46, G01R 21/133, G02B 5/20, F21V 9/00 Цифровий пристрій для вимірювання рівномірності покриття оптичних середовищ / Хорошайло Ю. Є., Семенов С. Г., Лимаренко В. В., Подгайко О. І., Єфименко С. А.; заявник і патентовласник Харківський

Національний Університет Радіоелектроніки. – № 142432; заявлено 21.10.2019; опубл. 10.06.2020, Бюл. № 11 (2020).

Здобувачем запропоновано розширення функціональних можливостей пристрою за рахунок використання масива датчиків та зовнішнього пам'ятовувального пристрою.

SUMMARY

Efimenko Sergey Andreevich. Colorimetric method and means for express quality control of cereals. - Qualifying scientific work on the rights of the manuscript.

The dissertation on competition of a scientific degree of the doctor of philosophy on a specialty 152 "Metrology and information-measuring technics". - Kharkiv National University of Radio Electronics, Kharkiv, 2021.

Annotation content. The dissertation is devoted to the improvement of methods of parametric quality control of grain crops by reducing the random factor influence in determining the measurement result of a single indicator of colorimetric control (yellowness of wheat grain), which is an important scientific and practical task. The second task of the dissertation is to create a means of colorimetric rapid quality control of cereals.

The purpose of the study is to improve the methods and create a technical tool for colorimetric rapid quality control of cereals, increase the accuracy and reliability of the results through the use of methods of statistical analysis of measurement results.

The practical significance of the research results is that:

1. The model of the device for express color control is developed, the algorithm of calculations of color coordinates is offered and received them in digital form, and also in the form of a color fragment on the monitor screen that allows to receive

results of measurements of color of investigated environments quickly and with high reliability.

2. In LLC "NVP ALTA" the results of work are used in the selection of settings of RGB-cameras of photoseparators for sorting of various crops (wheat, barley, buckwheat, sunflower, soybean, etc.) (act of 20.12.2019).

3. At the Department of Physics KNURE results are implemented in the educational process, where they are used during lectures, practical and laboratory work on geometric and wave optics in the specialty "publishing and printing" (act of 09.01.2019).

The scientific novelty of the obtained results is that:

- the method of information analysis of the system of indicators of colorimetric quality control of grain crops was further developed, which allowed to form a system of indicators in the conditions of uncertainty of reproduction of the levels of controlled parameters;
- introduced the concept of colorimetric function as a generalizing characteristic of the intensity of radiation of reflected and scattered radiation of the studied objects, the possibility of using the developed analytical methods in the study of optical radiation in both time and frequency domains;
- obtained mathematical models of cross-classifications that take into account the effects of simultaneous interaction of three factors (temperature, humidity, light) on the measurement of a single indicator of colorimetric control (yellowness of wheat grain), defined equations to assess the reliability of statistical conclusions about information significance of colorimetric control;
- proposed analytical relationships that allow to estimate the amount of information for each of the indicators of colorimetric control with a factor influence on the linear transformation function of these indicators.

In the introduction to the dissertation the relevance of the research topic is substantiated, the purpose, tasks, object, subject are formulated, scientific novelty, practical significance of the obtained results is revealed, the personal contribution of the author is determined, data on approbation and implementation of research results are given. publications on the topic of work.

In the first section of the dissertation "**The current state of methods and means of colorimetry. Choice of research direction**" analyzes the scientific works of domestic and foreign authors on the research problem, which allowed to determine the main directions of scientific research on the problem of improving methods and creating a technical tool for colorimetric rapid quality control of cereals. The importance of using the colorimetric method of express control to assess the quality of wheat grain, the uncertainty of the characteristics of which affects the accuracy of measurement information, and methods of multidimensional statistical analysis to determine how significant the influence of a factor on the scattering of observations.

The second section "**Development and use of mathematical models of linear systems for the construction of color sensors**" describes the methods and tools used in accordance with the purpose and objectives, as well as the object and subject of research. The possibility of application of mathematical models of linear systems for construction of color sensors is considered and the principles of synthesis of devices of automatic classification of color shades are formulated. The possibility of using the concept of colorimetric function in applied research is proved.

The third section "**Development of digital devices for solving optical control problems**" presents the results of the analysis of existing options for the construction of digital sensors and digital devices for solving optical control problems and options for their improvement. The description of the useful models

developed by the author which are protected by patents of Ukraine which consider shortcomings of prototypes, and also eliminate them is resulted. An analytical relation is obtained, according to which it is possible to unambiguously determine the degree of permeability of the optical medium in the case of light flux coloring.

The fourth section "**Analysis of the impact of uncertainty of measurement results on the probability of colorimetric control**" presents a rationale and assessment of statistical conclusions about the information value of colorimetric control indicators that affect the control result to ensure the highest probability of the result. An analysis was performed and a simplified model of cross-classifications was proposed, which takes into account the effects of simultaneous interaction of three factors (temperature, humidity, light) on the result of measuring a single indicator of colorimetric control (yellowness of wheat grain); her research was conducted. Restrictions on the number of levels of the main (control parameter) and factors influencing the result of colorimetric control at a given metrological uncertainty of the control parameter are determined. Equations are obtained to assess the reliability of statistical conclusions about the information significance of colorimetric control indicators for a simplified model of cross-classification. Analytical relations are obtained, which allow to estimate the amount of information for each of the indicators of colorimetric control at the factor influence on the linear transformation function of these indicators. The main provisions of discriminant analysis are considered and models for estimating the amount of information on the probabilities of errors of the first and second kind from the control parameter are proposed; the equations allowing to rank indicators on decrease in their sensitivity to change of levels of parameter of colorimetric control are presented.

The fifth section "**Estimation of standard uncertainties of measurement results obtained using an electronic colorimeter**" presents the results of a study of the

results of field measurements of output voltage from the circuit diagrams of red, blue and green photodiodes of an electronic colorimeter depending on the brightness of light. by types A and B, as well as the total standard uncertainty. It is shown that the obtained values of uncertainty fully satisfy the conditions of the technical task for the study.

The conclusions showed that one of the methods of parametric quality control of cereals was improved by reducing the random factor influence in determining the measurement result of a single indicator of colorimetric control (yellowness of wheat grain). The proposed method of information analysis allowed to form a system of indicators in the conditions of uncertainty of reproduction of levels of the controlled parameters, and the created means of colorimetric express control of quality of grain crops gives the chance to solve the set tasks effectively.

Keywords: measurement uncertainty, colorimetric control, analysis of variance, impact model, error.

ЗМІСТ

ВСТУП	5
РОЗДІЛ 1 СУЧАСНИЙ СТАН МЕТОДІВ ТА ЗАСОБІВ КОЛОРИМЕТРІЇ. ВИБІР НАПРЯМКУ ДОСЛІДЖЕНЬ	11
1.1 Розвиток колориметрії. Колір як багатомірна величина	11
1.2 Методи колориметрії	14
1.2.1 Візуальні методи колориметрії	14
1.2.2 Фотометричні методи колориметрії	20
1.3 Засоби колориметричного контролю на сучасному етапі розвитку промисловості	24
1.3.1 Візуальні колориметри	24
1.3.2 Фотоелектричні колориметри	26
1.4 Аналіз показників якості зерна пшениці як об'єкта контролю	30
1.5 Вибір напрямку досліджень та обґрунтування методів дослідження	33
РОЗДІЛ 2 РОЗРОБКА ТА ВИКОРИСТАННЯ МАТЕМАТИЧНИХ МОДЕЛЕЙ ЛІНІЙНИХ СИСТЕМ ДЛЯ ПОБУДОВИ ДАТЧИКІВ КОЛЬОРУ	37
2.1 Застосування математичних моделей лінійних систем для побудови датчиків кольору	37
2.2 Методика перевірки ефективності способу апроксимації кривих складання кольору	43
2.3 Формування принципів синтезу пристроїв автоматичної класифікації колірних відтінків	45
2.4 Можливості використання поняття колориметричної функції в прикладних дослідженнях	49
Висновки до розділу 2	56
РОЗДІЛ 3 РОЗРОБКА ЦИФРОВИХ ПРИСТРОЇВ ДЛЯ ВИРІШЕННЯ ЗАДАЧ ОПТИЧНОГО КОНТРОЛЮ	57
3.1 Аналіз існуючих варіантів побудови цифрових датчиків для	

вирішення задач оптичного контролю та їх вдосконалення	57
3.2 Аналіз існуючих варіантів побудови цифрових пристроїв для вирішення задач оптичного контролю та їх вдосконалення	63
3.2.1 Цифрові колориметри для вимірювання кольору	63
3.2.2 Цифрові пристрої для вимірювання проникності оптичних середовищ	74
Висновки до розділу 3	84
РОЗДІЛ 4 АНАЛІЗ ВПЛИВУ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИМІРЮВАНЬ НА ВІРОГІДНІСТЬ КОЛОРИМЕТРИЧНОГО КОНТРОЛЮ	86
4.1 Невизначеність результатів вимірювань при колориметричному контролі зернових культур	86
4.2 Вихідні припущення дисперсійного аналізу, що необхідно враховувати при побудові моделі факторного впливу	88
4.3 Розробка моделі впливу при колориметричному контролі	89
4.3.1 Розробка спрощеної моделі впливу при обмеженнях на об'єм вимірювань	91
4.3.2 Аналіз властивостей спрощеної моделі впливу на показник колориметричного контролю	95
4.3.3 Перевірка статистичних висновків при використанні спрощеної моделі факторного впливу при колориметричному контролі	97
4.4 Застосування коваріаційного аналізу для визначення факторного впливу на функціональне перетворення параметра контролю при колориметричному дослідженні	101
4.4.1 Особливості коваріаційного аналізу	101
4.5 Оцінювання інформативності показників при колориметричному контролі з використанням моделей дискримінантного аналізу	107
4.5.1 Основні положення дискримінантного аналізу	107
Висновки до розділу 4	112
РОЗДІЛ 5 ОЦІНЮВАННЯ СТАНДАРТНОЇ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИМІРЮВАНЬ, ОТРИМАНИХ ЗА ДОПОМОГОЮ	

ЦИФРОВОГО КОЛОРИМЕТРУ	113
5.1 Методика перевірки гіпотези про закон розподілу	116
5.1.1 Канал червоного фотодіоду	116
5.1.2 Канал синього фотодіоду	126
5.1.3 Канал зеленого фотодіоду	129
5.2 Розрахунок стандартної невизначеності	132
5.2.1 Розрахунок стандартної невизначеності по типу А	134
5.2.2 Розрахунок стандартної невизначеності по типу В	135
5.2.3 Розрахунок сумарної стандартної невизначеності	137
Висновки до розділу 5	137
ВИСНОВКИ	138
СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ	141
ДОДАТОК А. СПИСОК ПУБЛІКАЦІЙ ЗДОБУВАЧА ЗА ТЕМОЮ ДИСЕРТАЦІЇ	153
ДОДАТОК Б. ПАТЕНТИ	157
ДОДАТОК В. АКТ ВПРОВАДЖЕННЯ РЕЗУЛЬТАТІВ ДИСЕРТАЦІЙНОГО ДОСЛІДЖЕННЯ НА ПІДПРИЄМСТВІ	162
ДОДАТОК Г. АКТ ВПРОВАДЖЕННЯ РЕЗУЛЬТАТІВ ДИСЕРТАЦІЙНОГО ДОСЛІДЖЕННЯ В НАВЧАЛЬНОМУ ПРОЦЕСІ ...	164

ВСТУП

Обґрунтування вибору теми дослідження. У сучасній промисловості колориметрія має цілу низку переваг перед іншими методами, наприклад перед ваговим аналізом. Колориметрія (від лат. Color – колір і грец. Metreo – вимірюю) – це розділ метрології, в якому вивчаються методи вимірювання і кількісного вираження кольору [1]. Колориметричні визначення виконуються набагато швидше. Якщо у ваговому аналізі хімічна реакція є тільки початком визначення, за яким йде ряд тривалих операцій, то у колориметрії після хімічної реакції відразу проводять порівняння забарвлень. Отже колориметричний метод належить до методів експрес-контролю, який є пріоритетним видом технічного контролю, який використовує швидкодіючі методи перетворення фізичних величин, що контролюються у електричні сигнали, особливо, якщо ці величини відображують складні комплексні властивості об'єкта технічного контролю, промислових вимірювань, технічної діагностики [2;3].

Одним із загальних показників якості хлібобулочних і макаронних виробів, що характеризує товарний вигляд продукції, є їх колір, що залежить від кольору борошна, а колір борошна в свою чергу залежить від кольору використовуваного зерна. Визначена залежність кольору макаронних виробів від кольору борошна, отриманого після розмелення зерна твердої пшениці [4]. На основі аналізу взаємозв'язків між якістю хлібобулочних і макаронних виробів і якістю зерна (за кольором і зольністю) встановлено, що показники «колір» і «зольність» борошна для контролю якості макаронних виробів рівноцінні [4;5]. Однак переваги показника «колір» досить вагомі це і експресність колориметричного методу визначення кольору і достовірність визначення параметрів, а також метрологічна надійність отриманих результатів.

У даний час вирощуванню сортів озимої твердої пшениці в Україні приділяють велику увагу, оскільки обсяг виробництва товарного зерна твердої пшениці в Україні є недостатнім для забезпечення населення

високоякісними хлібобулочними та макаронними виробами, попит на які зростає з кожним роком.

Розвитку методів багатопараметричного експрес-контролю якості зернових культур за різними параметрами присвячено ряд робіт українських вчених [3; 6; 14–18]. Дослідженням, спрямованим на забезпечення ринку високоякісною твердою пшеницею, присвячено праці й ряду зарубіжних вчених [4; 5; 7–13]. Зазначено, що процеси виміру при експрес-контролі є складовою частиною технології вхідного контролю параметрів зернових культур у рамках технологічних процесів виробництва харчових продуктів.

Вирішення проблеми зменшення ймовірностей помилок контролю як першого, так і другого роду може бути досягнуто за рахунок ускладнення інформаційно-вимірювальних перетворень із урахуванням імовірнісних властивостей використовуваних вимірювальних сигналів, які здатні підвищити вірогідність контролю [3].

При створенні математичної моделі вимірювальних перетворень при колориметричному контролі зернових культур треба враховувати випадковий вплив ефектів факторної взаємодії, щоб не отримувати завищені ймовірності помилок контролю й не ускладнювати планування вимірювальних процедур.

Дисертаційна робота присвячена вдосконаленню методів параметричного контролю якості зернових культур за рахунок зниження випадкового факторного впливу при визначенні результату вимірювання одиничного показника колориметричного контролю (жовтизни зерна пшениці), що є важливим науковим і практичним завданням. Другим завданням дисертаційної роботи є створення засобу колориметричного експрес-контролю якості зернових культур.

Проведені дослідження дають можливість підвищити вірогідність контролю якісного складу зернових культур на основі використання результатів прямих вимірювань жовтизни зерна пшениці і застосування методів багатомірного статистичного аналізу для побудови вимірювальних процедур, які містять у собі логічні операції прийняття рішень.

Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами. Дисертаційна робота виконана на кафедрі «Інформаційно-вимірювальних технологій» Харківського національного університету радіоелектроніки у межах науково-дослідної господарської договірної роботи «Використання електронної колориметрії для контролю параметрів зернових культур» (ДР № 0116U002540), в якій здобувач був відповідальним виконавцем.

Мета і завдання дослідження. *Метою* дисертаційної роботи є вдосконалення методів і створення технічного засобу для колориметричного експрес-контролю якості зернових культур, підвищення точності та вірогідності отриманих результатів за рахунок використання методів статистичного аналізу результатів вимірювань.

Для досягнення мети необхідно вирішити такі науково-технічні завдання:

1. Розробити математичну модель лінійної системи контролю якості зернових культур для побудови датчиків кольору.
2. Розробити технічні засоби для вирішення задач оптичного контролю якості зернових культур.
3. Розробити метод синтезу інформаційно-оптимальної системи одиничних показників колориметричного контролю в умовах невизначеності відтворення рівнів параметрів, що контролюються.
4. Провести оцінювання стандартних невизначеностей результатів вимірювань отриманих за допомогою електронного колориметру.

Об'єкт дослідження – процес виникнення невизначеності результатів вимірювання показників якості зернових культур при колориметричному експрес-контролі в умовах не усунених ефектів факторної взаємодії.

Предмет дослідження – метод колориметричного експрес-контролю показників якості зернових культур в умовах невизначеності їх фізико-механічних властивостей.

Методи дослідження базуються на теорії вірогідності і математичної статистики, математичних моделей дисперсійного аналізу при дослідженні інформаційних показників колориметричного контролю зернових культур;

коваріаційного аналізу для визначення факторного впливу на функціональне перетворення параметра контролю при колориметричному дослідженні; дискримінантного аналізу при оцінюванні інформативності показників при колориметричному контролі; теорії інформації при оцінюванні вірогідності контролю показників якості зернових культур.

Наукова новизна одержаних результатів:

– Отримав подальший розвиток метод інформаційного аналізу системи показників колориметричного контролю якості зернових культур, що дозволив формувати систему показників в умовах невизначеності відтворення рівнів параметрів, що контролюються.

– Введено поняття колориметричної функції, як узагальнюючої характеристики інтенсивності випромінювання відбитого і розсіяного випромінювання досліджуваних об'єктів, показана можливість використання розроблених аналітичних методів при дослідженні оптичного випромінювання як в часовій так і в частотній областях.

– Отримані математичні моделі перехресних класифікацій, що враховують ефекти одночасної взаємодії трьох факторів (температури, вологості, освітленості) на результат вимірювання одиничного показника колориметричного контролю (жовтизна зерна пшениці), визначені рівняння для оцінювання достовірності статистичних висновків про інформаційну значимість показників колориметричного контролю.

– Запропоновані аналітичні співвідношення, що дають змогу оцінити кількість інформації для кожного з показників колориметричного контролю при факторному впливі на лінійну функцію перетворення цих показників.

Практичне значення отриманих результатів.

1. Розроблено макет приладу для експрес-контролю кольору, запропоновано алгоритм розрахунків координат кольору і отримано їх у цифровому вигляді, а також у вигляді фрагменту кольору на екрані монітора, що дозволяє швидко та з достатньо високою достовірністю отримувати результати вимірювань кольору досліджуваних середовищ.

2. У ТОВ «НВП АЛЬТА» результати роботи використовуються при

підборі настройок RGB-камер фотосепараторів для сортування різних сільгоспкультур (пшениця, ячмінь, гречка, соняшник, соя та ін.) (акт впровадження від 20.12.2019 р.).

3. На кафедрі фізики ХНУРЕ результати роботи впроваджені, в навчальний процес, де використовуються під час читання лекцій, проведення практичних та лабораторних робіт по геометричній та хвильовій оптиці за спеціальністю «видавничо-поліграфічна справа» (акт впровадження від 09.01.2019 р.).

Особистий внесок здобувача. Всі основні теоретичні й практичні результати дисертаційної роботи, які винесені на захист, отримані здобувачем особисто. Серед них:

- запропоновано алгоритм настройки датчика кольору, що дозволяє проводити розрахунок апроксимуючих коефіцієнтів для кривих складання;

- проведені експерименти підтвердили ефективність роботи опитного зразка пристрою для розпізнавання кольору;

- вперше введено поняття колориметричної функції як узагальнюючої характеристики інтенсивності випромінювання відбитого і розсіяного випромінювання досліджуваних об'єктів;

- наведено результати можливості використання поняття колориметричної функції в рішенні задач аналізу оптичних характеристик різних явищ, матеріалів і середовищ;

- зроблено аналіз та запропоновані моделі перехресних класифікацій, що враховують ефекти одночасної взаємодії трьох факторів (температури, вологості, освітленості) на результат вимірювання одиничного показника колориметричного контролю (жовтизна зерна пшениці) проведено їх дослідження

- визначено обмеження на кількість рівнів основного параметра контролю та факторів, що впливають на результат колориметричного контролю при заданій метрологічній невизначеності параметра контролю;

- отримано рівняння для оцінювання достовірності статистичних висновків про інформаційну значимість показників колориметричного

контролю для спрощеної моделі перехресної класифікації;

- отримано аналітичні співвідношення, що дають змогу оцінити кількість інформації для кожного з показників колориметричного контролю при факторному впливі на лінійну функцію перетворення цих показників;

- представлено рівняння, що дозволяють ранжувати показники за зменшенням їх чутливості до зміни рівнів параметра колориметричного контролю;

- проведено розрахунки стандартних невизначеностей результатів натурних вимірювань вихідної напруги зі схем каналів червоного, синього та зеленого фотодіодів електронного колориметру залежно від яскравості світлового випромінювання.

Апробація результатів дисертаційної роботи. Основні результати дисертаційної роботи доповідалися, обговорювалися й були ухвалені рішеннями: міжнародних конференцій «Metrology and metrology assurance» (Sozopol, Bulgaria) 2017 – 2020 pp., V Міжнародної науково-технічної конференції «Информационные системы и технологии» – 2016, III Всеукраїнської науково-технічної конференції молодих вчених у галузі метрології «Technical Using of Measurement» – 2017, Міжнародної науково-технічної конференції «Метрологія, інформаційно-вимірювальні технології і системи» – 2017, II науково-технічної конференції «Актуальні проблеми автоматики та приладобудування» – 2018, IEEE 8th International Conference on Advanced Optoelectronics and Lasers, CAOL 2019 (Sozopol, Bulgaria) – 2019.

Публікації. За темою дисертації опубліковано 20 друкованих праць, у тому числі: 1 – монографія, 6 – статей у фахових виданнях ВАК України, 1 – у міжнародній наукометричній базі Scopus, 8 – у збірках доповідей і тез міжнародних і регіональних конференцій, отримано 4 – патенти України.

Структура та обсяг дисертації обумовлені предметом, метою і завданням дослідження. Дисертаційна робота складається зі вступу, п'яти розділів, списку використаних джерел, висновків і додатків. Повний обсяг дисертації становить 165 сторінок, включаючи 27 рисунків на 23 сторінках; 20 таблиць на 21 сторінці; 125 найменувань використаних літературних джерел на 12 сторінках; додатки на 13 сторінках.

РОЗДІЛ 1

СУЧАСНИЙ СТАН МЕТОДІВ ТА ЗАСОБІВ КОЛОРИМЕТРІЇ. ВИБІР НАПРЯМКУ ДОСЛІДЖЕНЬ

В останні роки у зв'язку з розвитком інтернет-технологій, цифрового телемовлення, мультимедійних програмних засобів, анімаційних навчальних програм і тренажерів істотно зріс інтерес до засобів вимірювання кольору [19,80].

1.1 Розвиток колориметрії. Колір як багатомірна величина

Колориметрія – наука про методи вимірювання і кількісного вираження кольору, а також сукупність таких методів і засобів.

Колір – це афінна векторна величина трьох вимірів, що має спектральні властивості, загальні для всіх випромінювань, візуально нерозрізнені в колориметричних умовах спостереження. Під словом «випромінювання» слід розуміти світло, відбите і таке, що пропускається несамосвітними тілами [25–29].

Питання про природу кольору і сприйняття його оком людини розглядалося в роботах багатьох відомих фізиків таких, як Р. Декарт, Р. Гук, Р. Бойль та ін. Істотний внесок в подальшому було зроблено цілою групою радянських вчених: Н. Д. Ньюбергом [25; 31; 32], Е. Н. Юстовой [30; 35], Н. Т. Федоровим [31; 33], Д. А. Шкловером [34], С. В. Кравковим [36], М. М. Гуревичем [37] та ін., а також зарубіжними: W. D. Wright [38–40], J. Kamler [41], J. V. Chatten [42], R. L. Devalois [43], G. Eppeldaner [44] та ін. Однак найбільш послідовний розвиток ідей Грассмана і Шредінгера знаходимо в роботах Ю. П. Шабанова-Кушнарєнка [46–51] та його учнів, Е. П. Путятіна, В. П. Пчелінова, Б. Д. Сердюченко, А. Г. Мурашко, Н. Г. Сарнайського, М. Ф. Бондаренко, Г.Ф. Дюбко і ін. [52–54].

Зокрема, Ю. П. Шабановим-Кушнарєнко [46] на базі дещо інших ідей був уперше даний по суті вірний доказ припущення Шредінгера. Їм було

запропоновано нове формулювання законів Грассмана, в якому не використовуються поняття складання кольорів і множення кольору на постійне число, і в підсумку показано, що математична модель колірному зору може бути виведена у вигляді наслідків з нового формулювання законів Грассмана. Вперше було дано математичний опис вхідних та вихідних сигналів органу зору для випадку зорових картин довільного виду (нестационарних і неоднорідних) і сформульована задача математичного моделювання зору людини. Встановлено перетворення сигналів, що лежить в основі спектральної чутливості зору і описується наступними формулами[84]:

$$\alpha_1(x, y, t) = \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} b_\lambda(x, y, t) \cdot e_1(\lambda) d\lambda$$

$$\alpha_2(x, y, t) = \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} b_\lambda(x, y, t) \cdot e_2(\lambda) d\lambda$$

$$\alpha_3(x, y, t) = \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} b_\lambda(x, y, t) \cdot e_3(\lambda) d\lambda$$

$$\vec{S}(x, y, t) = F[\vec{B}(x, y, t)]$$

Усе це відкрило шлях для глибокого проникнення математичних методів в дослідження різноманітних функцій зору таких, як інерція і іррадіація, статична і динамічна адаптація, явища крайового контрасту і ін. При цьому з'ясувалося, що для опису всіх цих властивостей доводиться використовувати інтегральні оператори більш спеціального виду. Це оператори згортки, оператори з факторіальними ядрами, суми інтегральних операторів і т.п. Саме цими питаннями займалися М. Ф. Бондаренко [52] та В. Я. Сердюченко [54]. Зокрема, М. Ф. Бондаренко вивчав властивість адаптації зору. Як інструмент моделювання їм використовувався метод кібернетичного «чорного ящика» і в результаті була отримана узагальнена модель адаптації зору у вигляді наступних рівностей:

$$Q = f(B)$$

$$T(t) = Q(t) - \lambda \int_{-\infty}^t Q(t) \cdot G(t - \tau) d\tau$$

$$S = \varphi(T)$$

де B – яскравість;

S – світлота;

Q, T – проміжні сигнали адаптаційного перетворення;

f – взаємно однозначна функція, певна для всіх $B > 0$ і безперервна, принаймні, в одній точці;

φ – взаємно однозначна функція;

G – функція Гріна, для якої

$$\int_0^{\infty} G(\tau) d\tau = 1$$

де λ – деяке дійсне число.

Одним з операторів наведеної вище моделі є оператор згортки. Він зустрічається і в інших роботах, присвячених адаптації зору.

Явище крайового контрасту, яке докладно розглядалося в роботі В. Я. Сердюченко, приводить до моделі з інтегральним оператором типу

$$S(x) = V(x) + \int_{\alpha}^b V(\xi) \cdot K(x - \xi) d\xi$$

При вивченні властивостей органу зору людини велику роль грає математична інтерпретація множини вхідних сигналів. Експериментальні дані переконливо свідчать про те, що ця множина є лінійним простором. Однак це поняття занадто загальне і його доводиться конкретизувати при побудові математичної моделі. Різні автори по-різному інтерпретують вхідні сигнали.

Розглядалися простори виду:

$$L_1[\lambda_1, \lambda_2], C[\lambda_1, \lambda_2], L_2[\lambda_1, \lambda_2], M \subset L_2[\lambda_1, \lambda_2], K \subset L_2[\lambda_1, \lambda_2], [46; 47; 49; 50; 54; 83],$$

де M – випукла множина;

K – позитивний конус.

У даній роботі прийнята інтерпретація вхідних сигналів у вигляді гільбертових просторів. Основна причина подібного вибору наступна. Як

показують дослідження сенсорних систем, опис роботи органів почуттів часто приводить до лінійних функціоналів, загальний вигляд яких відомий саме в гільбертових просторах і просторах типу L_p .

У підсумку можна зробити висновок, що в даний час досягнуті великі успіхи у вивченні конкретних властивостей сенсорних систем. Це виражається в тому, що знайдений досить ефективний метод їх дослідження і побудовані математичні моделі, вже знайшли практичне застосування при побудові об'єктивних колориметрів, приладів розпізнавання і класифікації колірних відтінків, різних пристроїв з обробки і передачі найрізноманітніших зображень і т. ін. Однак в цілому задача ще далеко не вичерпана. Процеси, що описують роботу органів почуттів людини, багато в чому схожі один на одного. Їх можна об'єднати в один клас, так званих лінійних процесів рецепсії. Найбільш загальні властивості, притаманні їм, зустрічаються в багатьох технічних завданнях, тому їх математичне моделювання є актуальним напрямком в науці[84].

1.2 Методи колориметрії

На сьогодні відомо кілька методів колориметричних вимірювань. Одним з основних методів є візуальний (на ньому заснована вся колориметрія). Суть цього методу полягає в зоровому зрівнювання кольорів (колірних стимулів) [19].

1.2.1 Візуальні методи колориметрії

Візуальні колориметри – це прилади, в яких невідоме по своєму спектральному складу випромінювання заповнює одну частину поля зору, а інша прилегла частина поля зору (поле порівняння) може заповнюватися один за іншим відомими по спектральному складу потоками випромінювання. Проводячи регулювання кількостей відомих потоків, домагаються однобарвності обох полів порівняння. Показання регулювань в момент

встановлення рівності кольорів приймаються в якості характеристик кольору досліджуваного світлового потоку. Потім вони можуть бути перераховані на координати кольору в системі XYZ [60].

У практичній роботі колориста лакофарбових шарів значний час займає вирішення завдання підбору рецептури фарби по поданому зразку з шаром фарби. Лакофарбове покриття складається з прозорої плівкоутворювальної речовини, до якої домішуються ті чи інші нерозчинні кольорові пігменти в дрібнодисперсному стані. Завдання колориста полягає у визначенні вагового співвідношення пігментів в складі фарби, від якого залежить її колір [19].

Відомо кілька способів визначення необхідного співвідношення. Найширше поширення в даний час, як найбільш дешевий, отримав спосіб карток кольору. В цьому випадку в розпорядженні колориста є набір карток кольору з відповідним рецептурним складом пігментів. Колорист, порівнюючи картки кольору зі зразком фарби, знаходить картку, найближчу за кольором до зразка. Далі він інтуїтивно методом проб, змінюючи обраний пігментний склад, підбирає оптимальну рецептуру фарби, найбільш близьку за кольором до поданого зразка.

Залежно від кваліфікації та досвіду колориста цей метод вимагає досить значних витрат матеріалів і робочого часу на кілька викрасок.

За допомогою візуального колориметра спостерігач бачить поле, розділене навпіл, одну половину поля заповнює випромінювання, що вимірюється, а другу – суміш, зазвичай трьох потоків, наприклад, червоного, зеленого і синього кольору. Спостерігач, регулюючи величини цих потоків, домагається однобарвності поля з полем, що вимірюється. Така установка двох кольорів на рівність, тобто на зорову непомітність, називається узгодженням кольорів [37; 19]. В описуваному процесі узгодження кольорів не забезпечується однаковість спектральних складів двох порівнюваних випромінювань, і ці два узгоджених кольори в загальному випадку є метамірами, тобто оптичні спектри випромінювання різні, але викликають однакові колірні відчуття[76].

При відповідному виборі кольорів колориметра і регулювання

заслінками можна отримати зорове узгодження з більшістю кольорів, але не з усіма [37]. Для узгодження більшого числа кольорів необхідно вибрати такі основні кольори колориметра, щоб їх багатокутник (часто трикутник) охоплював по можливості найбільшу площу колірного локусу. Відомі трикутники кольорів, запропоновані Райтом і Гілдом [38–40] (рис. 1.1), з практично максимальним колірним обхватом для триколірного колориметра. Для побудови триколірного колориметра, що має широкий колірний обхват, основні кольори повинні бути спектрально чистими. У 1955 р Стайлс запропонував схему колориметра, в якому є три монохроматори, кожен з яких виділяє свій основний колір [55].

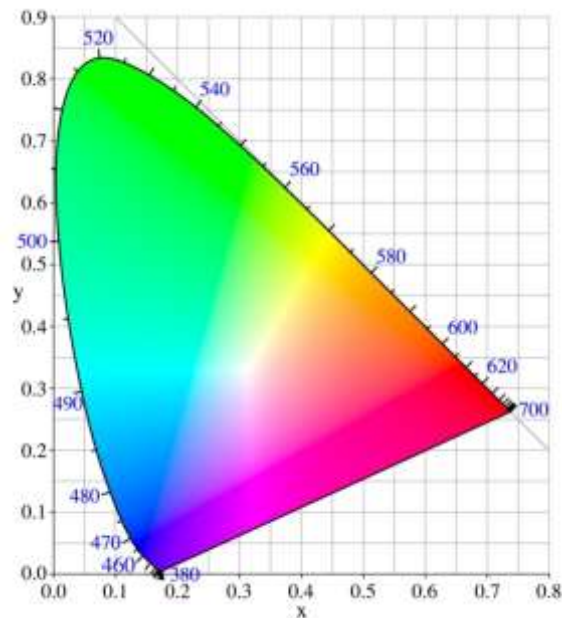


Рис. 1.1 – Трикутники кольорів, що запропоновані Райтом і Гілдом

Відомий шестикольоровий колориметр Доналдсона з полем зору 10^0 [56]. Шість основних кольорів приладу мають спектральний розподіл, що охоплює весь видимий спектр з деяким перекриттям. Ці кольори створюються лампою розжарювання в поєднанні з кожним з шести світлофільтрів. Крім того, в приладі є друга група таких же фільтрів, розташованих на турелі з сімома отворами, встановленої в пучку спостереження (сьомий отвір не заповнено фільтром). Спочатку проводиться грубе зрівнювання за кольором через шість фільтрів, встановлених на турелі. Оскільки окремі частини спектра обох випромінювань вже приблизно зрівняні, то буде мати місце наближена

колірна рівність. Остаточна установка точної колірної рівності досягається зміною червоного, зеленого і синього основних кольорів. Колірна гама приладу охоплює майже всі досяжні кольори [19].

У субтрактивних колориметрах зорове узгодження з кольором досягається суміщенням на шляху світла одного або декількох каліброваних світлофільтрів. Колір досліджуваного випромінювання в деякій колірній системі виражається за допомогою спеціальних таблиць або графіків.

У субтрактивному колориметрі Джонса [57] колірний стимул у полі порівняння регулюється послідовним введенням в пучок випромінювання ламп трьох колірних желатинових клинів, забарвлених синьо-зеленим, пурпуровим і жовтим барвниками. Кольорова рівність досягається регулюванням положення цих клинів, що поглинають в основному червоне, зелене і синє випромінювання відповідно.

До методів суб'єктивної колориметрії відноситься також вимір кольору шляхом порівняння його з заздалегідь заготовленими еталонами. Набір таких еталонів утворює колірний атлас. Кольори атласу розташовуються в систематизованому за певними ознаками порядку. Найбільш відомі атласи Манселла, Оствальда, Рабкина, Юстової [19].

У 1905 р. художник Манселл склав атлас кольорів (рис. 1.2), який у даний час містить понад 1200 кольорових зразків, виконаних на матовому і глянцевому папері.



Рис. 1.2 – Атлас кольорів Манселла

Кожен зразок розглядають при стандартних умовах, а саме, на однорідному сірому тлі з коефіцієнтом відображення 20 % і при освітленні, як зразка, так і фону світлом, близьким за своїми спектральним властивостям до денного. Сприймається колір кожного зразка, описується його тоном (HUE), насиченістю (названої Манселлом «глибина забарвлення» – Chroma) і світлотою (Value). Співвідношення цих характеристик Манселл представив у вигляді шкали (рис. 1.3). Художник виділив 5 основних тонів: синій, зелений, жовтий, червоний і пурпуровий (позначаються як С, З, Ж, Ч і П), а також 5 проміжних тонів (СЖ, ЗЖ, ЖЧ, ЧП і ПС). Ці 10 тонів можна розташувати по колу таким чином, щоб сприйняття відмінностей в тонах між сусідніми поверхнями (сегментами) було постійним. Всі тони, що розрізняються в свою чергу можна отримати розділом кожного сегмента на 10 частин, що в сумі дає вже 100 тонів [19,76].

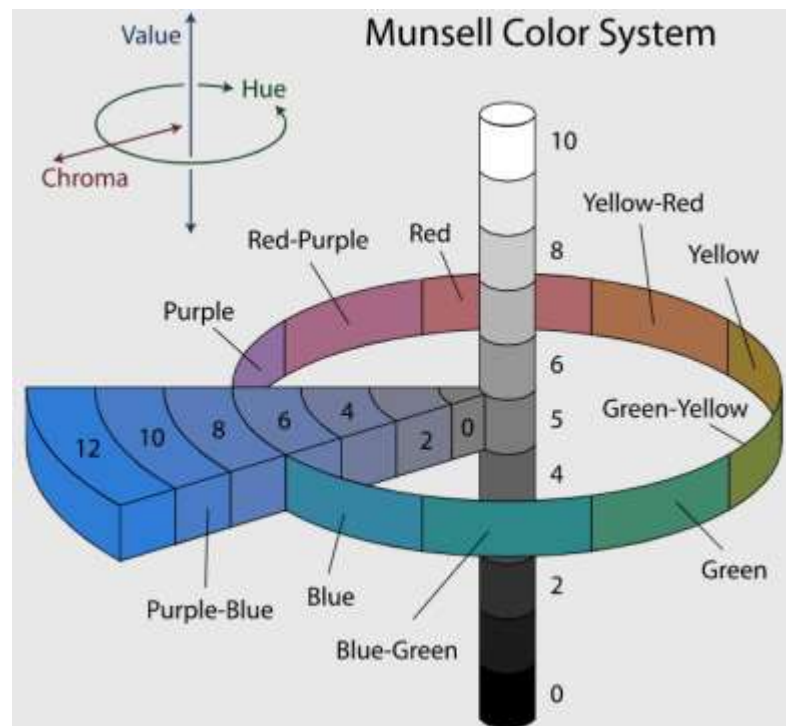


Рис. 1.3 – Колірна шкала по Манселлу

На шкалі Манселла чисті тони розподіляються по колу. Якщо позначити чорну і білу поверхні цифрами від 0 до 10, то під номерами від 1 до 9 будуть всі відтінки сірого, що відрізняються один від одного на рівні інтервали світлості.

Перевагою суб'єктивної колориметрії є простота. До недоліків можна віднести: низьку точність (вона залежить від суб'єктивних властивостей спостерігача), досить тривалий і виснажливий процес вимірювання і отримання координат в стандартних колірних системах[76].

У об'єктивній колориметрії найбільш широкого поширення набули триколірні колориметри. Ці колориметри бувають як одночасної дії (паралельного типу), так і почергової дії (послідовного типу) [58; 19].

Принцип роботи такого колориметра полягає в наступному. Оптичне випромінювання через коригуючі світлофільтри (КСФ) потрапляє на фотоприймач (ФП) (в колориметрі послідовного типу використовується один ФП, а КСФ по черзі змінюються), сигнали, з якого, після посилення реєструються гальванометром. КСФ підбираються так, щоб спектральні характеристики чутливості ФП були б пропорційні по всьому видимому спектру (з певним наближенням), наприклад, кривим складання $\bar{x}(\lambda)$, $\bar{y}(\lambda)$, $\bar{z}(\lambda)$ МКО 1931 р. Тоді гальванометри зареєструють сигнали, пропорційні координатам кольору [19].

У колориметрах послідовного типу можна замінити КСФ на монохроматор масками, що почергово вставляються в площину оптичного спектру. Маски виготовлені так, що отвори в них зроблені у формі кривих складання обраної колориметричної системи з урахуванням спектральної характеристики чутливості ФП. Така корекція спектральної чутливості ФП простіша за корекцію за допомогою КСФ.

Відомо достатню кількість приладів, що працюють за такими схемами [58, 59], відмінність в них полягає в методах обробки сигналів ФП.

Гідність цих колориметрів полягає в тому, що з їх допомогою можна вимірювати колір практично будь-якого випромінювання досить легко і швидко. Основною трудностю при створенні триколірних колориметрів є реалізація КСФ так, щоб наближення спектральних характеристик чутливості ФП до кривих складання обраної колірної системи було максимальне [19].

1.2.2 Фотометричні методи колориметрії

Фотоколориметрія і спектрофотометрія засновані на взаємодії випромінювання з однорідними системами, і їх зазвичай об'єднують в одну групу фотометричних методів аналізу.

У фотометричних методах використовують виборче поглинання світла молекулами речовини, що аналізується. Згідно з квантовою механікою світло являє собою потік частинок, які називаються квантами або фотонами. Енергія кожного кванта визначається довжиною хвилі випромінювання. В результаті поглинання випромінювання молекула поглинає речовини переходить з основного стану з мінімальною енергією E_1 в вищий енергетичний стан E_2 . Електронні переходи, викликані поглинанням строго визначених квантів світлової енергії, характеризуються наявністю строго визначених смуг поглинання в електронних спектрах поглинаючих молекул. Причому, поглинання світла відбувається тільки в тому випадку, коли енергія, що поглинається квантом збігається з різницею енергій ΔE між квантовими енергетичними рівнями в кінцевому (E_2) і початковому (E_1) станах поглинаючої молекули [19]:

$$h \cdot \nu = \Delta E = E_2 - E_1, \quad (1.1)$$

де h – постійна Планка ($h = 6,625 \cdot 10^{-34}$ Дж · с);

ν – частота випромінювання, що поглинається, яка визначається енергією поглиненого кванта і виражається відношенням швидкості поширення випромінювання (швидкості світлової хвилі у вакуумі) до довжини хвилі λ ;

$\nu = c/\lambda$ – частота випромінювання ν вимірюється в герцах (Гц).

Природа смуг поглинання в ультрафіолетовій (10 ÷ 400 нм) і видимій (400 ÷ 760 нм) областях спектра однакова і пов'язана головним чином з числом і розташуванням електронів в поглинаючих молекулах і іонах. В інфрачервоній області (0,8 ÷ 1000 мкм) вона більшою мірою пов'язана з коливаннями атомів в молекулах поглинаючої речовини [19].

Залежно від використовуваної апаратури у фотометричному аналізі розрізняють спектрофотометричний метод – аналіз по поглинанню монохроматичного світла і фотокolorиметричний – аналіз по поглинанню поліхроматичного (немонохроматичного) світла у видимій області спектра. Обидва методи засновані на пропорційній залежності між світлопоглинанням і концентрацією поглинаючої речовини.

Інтенсивність світла, що поширюється в середовищі, може зменшуватися через його поглинання і розсіяння. Поглинанням світла називають ослаблення інтенсивності світла при проходженні через будь-яку речовину внаслідок перетворення світлової енергії в інші види енергії. При поглинанні світла можуть відбуватися нагрівання речовини, іонізація і фотохімічні процеси [19].

Закон, що описує поглинання, називають законом Бугера. Закон визначає ослаблення пучка монохроматичного світла при його проходженні через поглинаючу речовину. Якщо інтенсивність пучка світла, що падає на шар речовини товщиною l , дорівнює J_0 (рис. 1.4), то, відповідно до закону Бугера, інтенсивність пучка на виході з шару буде дорівнювати

$$J = J_0 \cdot e^{-kl}, \quad (1.2)$$

де k – показник поглинання, різний для різних довжин хвиль λ , але не залежить від інтенсивності світла J .

Слід зазначити, що даний закон справедливий не тільки для інтенсивності світла J , але і для сили світла I і світлового потоку Φ [19].

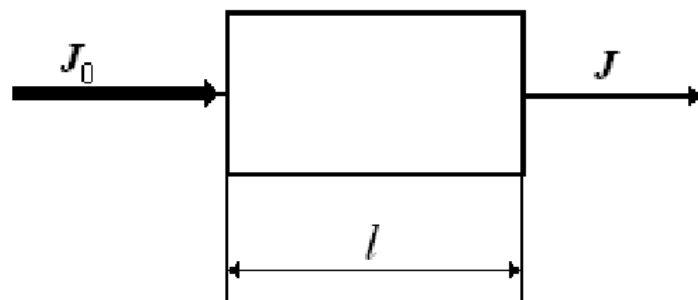


Рис. 1.4 – Ослаблення інтенсивності світла за рахунок поглинання

Із виразу (1.2) витікає, що при $l = 1/k$ відношення $J/J_0 = e^{-k \cdot 1/k} = e^{-1}$. Отже, коефіцієнт поглинання речовини є величина, зворотна товщині такого шару даної речовини, при проходженні якого інтенсивність світла послаблюється в e разів. Для різних речовин коефіцієнт поглинання різний, наприклад, для повітря при нормальному тиску k має порядок 10^{-3} м^{-1} , а для скла 1 м^{-1} . Коефіцієнт поглинання володіє селективним (виборчим) поглинанням, тобто значення коефіцієнта поглинання залежить від довжини хвилі світла. Так, наприклад, звичайне скло добре пропускає видиме світло, але значно послаблює інфрачервоне випромінювання і майже повністю поглинає ультрафіолетове випромінювання [19].

Для розчинів показник поглинання k можна представити у вигляді добутку концентрації поглинаючої речовини C на питомий показник поглинання X' , що характеризує ослаблення пучка світла в розчині одиничної концентрації і залежить від природи, стану речовини і довжини світлової хвилі λ . Тоді закон Бугера набуде вигляду (закон Бугера – Ламберта – Бера):

$$J = J_0 \cdot e^{-X' \cdot C \cdot l}, \quad (1.3)$$

Закон Бугера – Ламберта – Бера відкритий експериментально французьким вченим П. Бугером у 1729 р, виведений теоретично німецьким вченим К. Ламбертом у 1760 р, а для розчинів сформульований німецьким вченим А. Бером у 1852 р. [19].

У лабораторній практиці закон Бугера – Ламберта – Бера зазвичай висловлюють через показову функцію з основою 10:

$$J = J_0 \cdot 10^{-X \cdot C \cdot l}, \quad (1.4)$$

де X – молярний показник поглинання $X \approx 0,43 \cdot X'$.

Зазвичай X відносять до будь-якої довжини хвилі й називають

монохроматичним молярним показником поглинання $X \lambda$. [19].

Фізичний сенс закону полягає в утвердженні незалежності процесу втрати фотонів від їх щільності в світловому пучку, тобто від інтенсивності світла, що проходить через речовину. Це твердження справедливо в широких межах, однак, коли інтенсивність світла дуже велика (наприклад, випромінювання лазера), X стає залежним від інтенсивності і закон перестає бути справедливим. Це має місце і при високих значеннях концентрації в газах і розчинах. Внаслідок взаємодій між молекулами поглинаючої речовини X вже не буде постійною величиною [19].

Відношення потоку випромінювання, що пройшов крізь дане тіло або розчин, до потоку випромінювання, що впав на це тіло, називають коефіцієнтом пропускання:

$$T = J \cdot J_0, \quad (1.5)$$

Десятковий логарифм величини зворотнього коефіцієнту пропускання називають оптичною щільністю розчину:

$$D = \lg \frac{1}{T} \\ T = \lg J \cdot J_0 = X \cdot \lambda \cdot C \cdot l. \quad (1.6)$$

Таким чином, оптична щільність розчину лінійно залежить від його концентрації.

Визначення концентрації розчинів – одна з численних дослідницьких задач. З величиною концентрації пов'язана велика кількість різних параметрів, що представляють практичний інтерес для фахівців аналітичного профілю. Перевищення або нестача розчиненої речовини у розчині лікарського препарату загрожує порушенням якості ліків, а, отже, може завдати шкоди здоров'ю пацієнта [19].

1.3 Засоби колориметричного контролю на сучасному етапі розвитку промисловості

Прилади для вимірювання кольору застосовуються вже не одне десятиліття. Прогрес у колориметрії залежить від розробки і виробництва нових апаратів і методів вимірювання кольору з широкими операційними можливостями [19].

Існує кілька типів колориметрів, робота яких заснована на різних фізичних принципах. Однак більшість з них є застарілими і вже не застосовуються, зважаючи на малу точність [20; 21].

Сучасні пристрої працюють за двома принципами:

- візуальному;
- фотоелектричному.

1.3.1. Візуальні колориметри

Візуальні колориметри – це найбільш прості прилади, що поступаються фотоелектричним в точності. Принцип їх роботи заснований на порівнянні двох кольорів, на які спочатку направляється світловий потік однакової яскравості. Оператором проводиться регулювання приладу таким чином, щоб поле кольору досліджуваного зразка стало на його думку аналогічним зразку. Після цього до уваги беруться зроблені поправки, які дозволили візуально на апараті зрівняти відтінки, і по ним робляться висновки про характеристики досліджуваного кольору.

У візуальних колориметрах колір вимірюється вирівнюванням кольору двох половин поля зору, на одній з яких спостерігається вимірюваний колір, а на іншій – колір суміші трьох основних кольорів приладу, наприклад, червоного (Ч), зеленого (З), синього (С). Регулюючи кількості основних кольорів, можна домогтися зорової тотожності кольору суміші з вимірюваним кольором. Зрівняні кольори є метамерними, тобто спектрально не обов'язково тотожними. Визначення кольору проводиться

по вимірюванню колірних координат суміші, які представляють собою кількості основних кольорів колориметра, що віднесені до одиничних кількостей цих кольорів по трьом шкалах приладу. Ці дані, пропорційні площам світлофільтрів, дають координати вимірюваного кольору в системі колориметра і дозволяють записати його у вигляді рівняння

$$K = ч' \cdot Ч + з' \cdot З + с' \cdot С, \quad (1.7)$$

Колір виражається в системі основних кольорів колориметра і для вираження його в міжнародній системі необхідний перерахунок. Цим методом також важко вимірювати безпосередньо колір предметів, він зручний лише для вимірювання кольору зразків $\bar{x}(\lambda)$, $\bar{y}(\lambda)$, $\bar{z}(\lambda)$ [19].

Візуальні колориметри при порівняльній простоті все ж не можна назвати абсолютно неточними пристроями. Рівень похибки порівняння кольорів залежить від особливостей зору оператора. Справа в тому, що різні люди бачать одні й ті ж відтінки по-різному. Крім цього людським очам однаковими можуть здаватися кольори, які відрізняються на декілька тонів. Жінки мають більш високу чутливість органів зору до відтінків, тому аналіз на візуальному колориметрі зроблений ними виявляється більш відповідним дійсності, ніж оцінка чоловіком. Крім цього доведено, що з віком сприйняття кольорів знижується [20; 21].

Всі ці фактори не дозволяють вважати візуальний колориметр приладом лабораторної точності, на свідчення якого можна покласти. Однак пристрої цього типу цілком можна застосувати в сферах, де висока точність не потрібна. Такі апарати зараз представлені старими стаціонарними приладами, які ще зустрічаються на виробничих об'єктах [20].

Оскільки прилади цього класу представлені старим обладнанням, яке ще використовується, але вже не випускається промисловістю, то їх детальний розгляд недоцільний.

1.3.2. Фотоелектричні колориметри

Для фотометричних вимірювань використовують дві великі групи приладів: фотоколориметри і спектрофотометри. У колориметрах потрібні спектральні діапазони виділяються за допомогою світлофільтрів, що обмежують ділянки спектра, в яких можуть проводитись вимірювання. У спектрофотометрах ділянки спектра виділяються за допомогою призм або дифракційних решіток, що дозволяє встановлювати будь-яку довжину хвилі в заданому діапазоні [19; 61–63].

Конкретна послідовність операцій при вимірюванні оптичної щільності або пропускання залежить від конструкції спектрофотометра або колориметра. Однак основні принципи залишаються незмінними. Спочатку встановлюють необхідну довжину хвилі, вибираючи світлофільтр на колориметрі або обертаючи відповідну рукоятку на спектрофотометрі. Потім встановлюють нуль. Для цього в світловий потік поміщають кювету зі стандартним розчином. Змінюючи ширину щілини, домагаються того, щоб показання приладу відповідали величині, передбачуваній інструкцією. На наступному етапі стандартний розчин замінюють досліджуваним і роблять відлік величини оптичної щільності або пропускання [19].

Фотоелектричні колориметри працюють з високою точністю, при цьому вони абсолютно не залежать від об'єктивного сприйняття людини. Пристрій оснащується лампою, яка висвітлює об'єкт. При цьому колір аналізується фотоелементами. Для підвищення точності приладу, зокрема при роботі зі специфічними речовинами, використовуються спеціальні фотофільтри. Вони дозволяють відсівати непотрібні колірні спектри, і аналізувати тільки ті, які цікавлять [20].

Фотоелектричні колориметри дозволяють вимірювати як колір випромінювання, що випускається джерелом, так і колір випромінювання, відбитого або пропущеного предметом. Суть методу полягає у вимірюванні спектрального розподілу енергії випромінювання $\varphi(\lambda)$ і подальшому обчисленні колірних координат X , Y , Z шляхом перемноження знайденої

функції $\varphi(\lambda)$ відповідно на три стандартизовані функції складання основних кольорів і інтегрування добутку [19].

При вимірюванні кольору випромінювання, відбитого (або пропущеного) предметом, враховується ще функція спектрального відображення (або пропускання) $\rho(\lambda)$.

В цьому випадку вимірювані координати кольору визначаються наступними виразами [19]:

$$X = \int_{380}^{760} \varphi(\lambda) \cdot \rho(\lambda) \cdot \bar{x}(\lambda) d\lambda,$$

$$Y = \int_{380}^{760} \varphi(\lambda) \cdot \rho(\lambda) \cdot \bar{y}(\lambda) d\lambda,$$

$$Z = \int_{380}^{760} \varphi(\lambda) \cdot \rho(\lambda) \cdot \bar{z}(\lambda) d\lambda.$$

Аналіз вимірюваного випромінювання і обчислення координат кольору в фотоелектричному колориметрі виконуються автоматично за допомогою трьох селективних фотоприймачів, функції спектральної чутливості яких за допомогою коригуючих світлофільтрів підбираються співпадаючими з функціями складання основних кольорів. Кожен з фотоприймачів перетворює випромінювання своєї спектральної області в електричний струм, виконуючи при цьому дію перемноження спектральних функцій і інтегрування добутків. У результаті цього забезпечується пропорційність вихідних електричних сигналів координатам вимірюваного кольору X , Y , Z . Прилад оцінює результуюче випромінювання від предмета, враховуючи як його виборче відображення (або пропускання), так і освітленість предмета. Один з каналів приладу, спектральна чутливість якого збігається з функцією $\bar{y}(\lambda)$, може служити яскравоміром.

У фотоелектричному колориметрі зазвичай є електронно-обчислювальні пристрої, що дозволяють перераховувати координати кольоровості із системи XYZ в координати інших колориметричних систем, наприклад, L^* , a^* , b^* (МКО, 1976), і виконувати порівняння вимірюваного

кольору з кольором еталону або іншого зразка, представляючи результати у вигляді колірних відмінностей ΔE або $\Delta(L^*, a^*, b^*)$ і т. п. Прилади, що виконують операцію порівняння близьких один до одного кольорів, називаються компараторами кольору [19].

Фотоелектричні колориметри дозволяють визначати колір і при імпульсному освітленні, виконувати поелементний колірний аналіз зразків і проводити автоматичне розпізнавання кольору складних об'єктів. Точність вимірювання кольоровості (x, y) досягає до 0,001, а точність визначення колірних відмінностей ΔE близько 0,5. Найбільш точні вимірювання кольору здійснюються спектроколориметрами, в яких випромінювання, що вимірюється, розкладається за допомогою дисперсійних призм або дифракційних решіток у спектр, що «зчитується» фотоелектричним приймачем. Сигнали приймача безперервно (або через рівні малі інтервали довжин хвиль) множаться на функції складання $\bar{x}(\lambda)$, $\bar{y}(\lambda)$, $\bar{z}(\lambda)$ і інтегруються в межах довжин хвиль видимого спектру. Результати інтегрування є координати вимірюваного випромінювання.

Колориметр може застосовуватися для аналізу абсолютно будь-яких речовин, однак він повинен бути для цього розрахований.

По об'єкту аналізу прилади бувають:

- для твердих поверхонь;
- для рідин;
- універсальні.

Колориметри для твердих поверхонь використовуються для аналізу кольору твердих предметів. Вони впритул прикладаються до об'єкта своєї чутливою частиною, тому поверхня, що аналізується повинна мати як мінімум розмір ділянки освітленості приладу.

Сучасні пристрої оснащуються світлодіодами або ксеноновими лампами. Останні висвітлюють зразок дуже яскраво, що позитивно впливає на точність. Однак таке джерело світла має в рази менший ресурс, ніж світлодіоди. Також важливим параметром є діаметр вимірюваної площі

зразка. У самих компактних портативних пристроїв цей показник може скласти 8 мм. При аналізі однорідної поверхні цього цілком достатньо. Але якщо доводиться працювати з рельєфними предметами з дрібними вибоїнами, наприклад, штукатуркою, то потрібно захопити якомога більше поверхні для її більш точного аналізу [20; 21].

Однією з найважливіших характеристик виступає спосіб видачі результатів вимірів. Вони можуть відображатися в різному вигляді:

- колориметричні значення (рис. 1.5, а) [20];
- кольорові відмінності (рис.1.5, б) [20];
- підтвердження або спростування сумісності.



Рис. 1.5 а), б) – Фотоелектричні колориметри за способом видачі результатів вимірів

Колориметри застосовуються в різних сферах для контролю кольору (а звідси і якості) різних матеріалів і продуктів, для контролю кольору джерел світла, світлофільтрів, телевізійних і кіно-зображень, поліграфічної і текстильної продукції тощо.

У хімії для вимірювання концентрації речовин в розчинах застосовуються колориметри, що використовують властивість забарвлених розчинів поглинати світло, що проходить через них тим сильніше, чим вище концентрація фарбувальної речовини. Усі вимірювання концентрації

проводяться у монохроматичному світлі тієї ділянки спектру, яка найбільш сильно поглинається даною речовиною і слабо – компонентами розчину. У колориметрах, що застосовуються для такого роду досліджень, використовуються набори вузько-смугових (монохроматичних) світлофільтрів [19; 22–24].

Можливості електронного колориметра значно перевершують аналогічні параметри інших приладів для вимірювання кольору [19].

Таким чином, подальше вивчення механізмів роботи фотоелектричного колориметра, особливостей його застосування, є актуальним і становить значний інтерес, як для розробників цього типу пристроїв, так і для споживачів.

Разом з тим не можна не визнати, що розробка методів і засобів вимірювання кольору знаходиться поки що в стадії становлення. Не викликає сумнівів необхідність розширення кола завдань і ситуацій використання електронного колориметра, удосконалення його конструкції як з точки зору практичних потреб, так і з метою накопичення теоретичного досвіду [19].

1.4 Аналіз показників якості зерна пшениці як об'єкта контролю

У червні 2019 р. введено в дію новий стандарт ДСТУ 3768:2019 «Пшениця. Технічні умови». Одночасно скасовується стандарт ДСТУ 3768:2010 «Пшениця. Технічні умови» (наказ ДП «УкрНДНЦ» № 133).

Ініціювали розробку та оновлення ДСТУ такі суб'єкти ринку: Українська Зернова Асоціація, ВГО «Українська Аграрна Конфедерація», ГС «Аграрний Союз України», ТОВ «НІБУЛОН», ГС «Борошноmeli України», Всеукраїнська асоціація пекарів, Об'єднання «УКРХЛІБПРОМ», Європейська Бізнес Асоціація та Американська Торгівельна Палата в Україні та ін.

Метою стандарту є оптимізація та удосконалення нормативної бази у

сферах виробництва, заготівлі, зберігання, переробки, торгівлі та визначення якості зерна пшениці м'якої та твердої на продовольчі і непродовольчі потреби відповідно до структури її вирощування в Україні [72].

Внаслідок генетичних особливостей, неоднакових умов цвітіння, росту і наливу зерна, ґрунтових і мікрокліматичних особливостей на різних ділянках поля зерно основної культури розрізняють за розмірами, виповненістю, кольором, вологістю, хімічним складом, щільністю та іншими показниками. Неоднорідність зернової маси збільшується при збиранні і післязбиральній її обробці: з'являються зерна з порушеними оболонками, биті, тріснуті, розколоті, з вибитим зародком, давлені та ін.

На реалізацію зерно поступає партіями. Під партією розуміють будь-яку кількість однорідного за якістю зерна, посвідченого одним документом про якість і призначеного до одночасного приймання, здачі, відвантаження чи зберігання в одній ємкості [73].

При оцінюванні якості зерна визначають такі властивості: органолептичні, ботаніко-фізіологічні, фізичні, хімічні, технологічні [72; 73].

Органолептичні показники якості зерна визначають за допомогою органів чуття.

Зерно кожної культури (роду), виду, різновиду, а частіше і сорту має властивий йому колір, а іноді і блиск, які є стійкими ботанічними ознаками [73]. Зерно кожної культури має особливий запах: іноді це слабкий, ледве помітний (в зерні злаків), а іноді специфічно сильний (наприклад у насіння ефіроолійних культур). Смак нормального зерна слабо помітний. Частіше за все він буває прісним, а у насіння ефіроолійних культур – пряним.

Колір і зовнішній вигляд зерна можуть змінюватися при несприятливих умовах вирощування і порушеннях в технологічних прийомах обробки і зберігання [73].

Основні причини зміни кольору і зовнішнього вигляду зерна наступні: несприятливі погодні умови в період формування і дозрівання зерна – ранні

приморозки, суховії, проростання зерна в колосі, дія на зерно комах – шкідників, активний розвиток фітопатогенних чи сапрофітних мікроорганізмів, неправильна післязбиральна обробка партій зерна. Колір зерна визначають візуально при розсіяному денному освітленні, а також при штучному освітленні, звичайно порівнюючи його з еталонними зразками чи з описом цієї ознаки в стандартах на культуру, що досліджується [73].

При оцінці якості зерна пшениці визначають ступінь його знебарвлення. Спостерігаються три стадії знебарвлення зерна. До зерна I стадії відносяться зерна з повною втратою блиску і з знебарвленням в області спинки; до II стадії – зерна з повною втратою блиску і з знебарвленням в області спинки і бочків; до III стадії – зерна з знебарвленням всієї поверхні зерна. В партії можуть знаходитися зерна різних стадій знебарвлення. Чим більше в партії зерен II і III стадій знебарвлення, тим гірші її технологічні і хлібопекарські властивості. В нормальному зерні зерен I стадії знебарвлення повинно бути не більше 10 %, II стадії – не більше 5 %; III стадії – не допускається. При більшому вмісті знебарвлених зерен встановлені ступені знебарвлення [73].

При оцінці фізичних властивостей зерна визначають форму плодів і насіння, лінійні розміри, крупність, об'єм, виповненість, щуплість, вирівняність, масу 1000 насінин, щільність, натуру, механічні пошкодження, механічні властивості, зараженість шкідниками, засміченість

Хімічні показники якості зерна: вологість, вміст білку, кількість і якість клейковини, кислотність і зольність.

Вміст вологи в зерні визначає можливість його зберігання. Підвищений вміст вологи в зерні посилює процеси його дихання, сприяє розвитку мікроорганізмів, що призводить до великих втрат зерна і погіршує його якість. Характеристика і норми для м'якої пшениці за класами представлено у табл.1.1 [72].

Таблиця 1.1

Характеристика і норми для м'якої пшениці за класами

Показники	ДСТУ, рік	Характеристика і норми для м'якої пшениці за класами			
		1	2	3	4
Натура, г/л, не менше	<u>ДСТУ</u> 3768:2010 <u>ДСТУ</u> 3768:2019	<u>760</u> 775	<u>740</u> 750	<u>730</u> 730	<u>Не обмежено</u> Не обмежено
Склоподібність, %, не менше	<u>ДСТУ</u> 3768:2010 <u>ДСТУ</u> 3768:2019	<u>50</u> 50	<u>40</u> 40	<u>Не обмежено</u> Не обмежено	<u>Не обмежено</u> Не обмежено
Вологість %, не більше ніж	<u>ДСТУ</u> 3768:2019	14,0	14,0	14,0	14,0
Зернова домішка %, не більше ніж зокрема:	<u>ДСТУ</u> 3768:2010 <u>ДСТУ</u> 3768:2019	<u>5,0</u> 5,0	<u>8,0</u> 8,0	<u>8,0</u> 8,0	<u>15,0</u> 15,0
биті зерна	<u>ДСТУ</u> 3768:2010 <u>ДСТУ</u> 3768:2019	<u>5,0</u> 5,0	<u>5,0</u> 5,0	<u>5,0</u> 5,0	<u>у межах зернової домішки</u> у межах зернової домішки
зерна злакових культур	<u>ДСТУ</u> 3768:2010 <u>ДСТУ</u> 3768:2019	<u>4,0</u> 3,0	<u>4,0</u> 4,0	<u>4,0</u> 4,0	<u>у межах зернової домішки</u> у межах зернової домішки
пророслі зерна	<u>ДСТУ</u> 3768:2010 <u>ДСТУ</u> 3768:2019	<u>2,0</u> 2,0	<u>3,0</u> 3,0	<u>3,0</u> 3,0	<u>у межах зернової домішки</u> у межах зернової домішки

1.5. Вибір напрямку досліджень та обґрунтування методів дослідження

Експрес-контролю стану зернових культур засобами колориметрії присвячено низку праць закордонних вчених [4; 5; 7–13], що підтверджують зацікавленість світової наукової спільноти проблемами визначення якості зернових культур. Наприклад, у роботі [5] представлені відмінності в кольорі

зерна пшениці твердої (II тип) і білозерної (III тип), встановлені при вимірюванні без руйнування структури зерна в Міжнародній колориметричній системі МКО, згідно з якою колір характеризується трьома координатами – XYZ (червоний, зелений, синій) (рис. 1.6). Вимірювання координат кольору проведені на спектрофотометрі SPECORD-40. Для отримання достовірних результатів проведено 6 циклів вимірювання, кожен з яких включав 10 дослідів. У роботі [5] встановлено, що найбільші відмінності в кольорі зерна II і III типу спостерігалися за координатами кольору X (червоний) і Y (зелений) і становили відповідно 14 і 12 %. Зазначено, що відмінності значущі, оскільки повторюваність вимірів по всьому масиву даних склала 1 %.

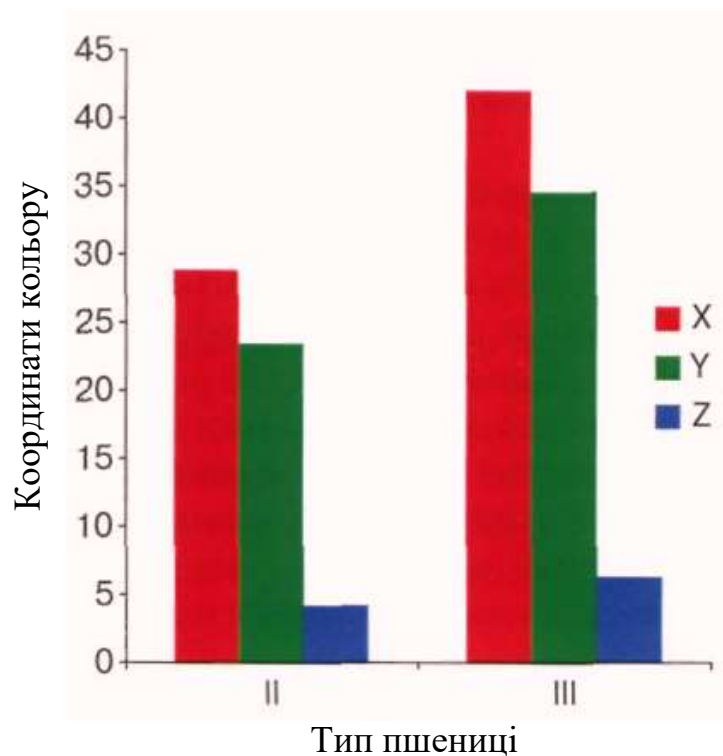


Рис. 1.6 – Координати кольору зерна твердої (II тип) і білозерної (III тип) пшениці за Міжнародною колориметричною системою МКО

На основі отриманих даних [5] для оперативного контролю (ідентифікації) якості продукції робиться висновок про необхідність розробки методу визначення домішки зерна м'якої пшениці (білозерних і червонозерних) у твердій за кольоровими характеристиками борошна для макаронних виробів. Це дозволить наблизити якість борошна, що виробляється з твердої пшениці для макаронних виробів, до борошна,

виробленого, наприклад, в Італії, де не допускається наявність м'якої пшениці при переробці твердої для макаронних виробів.

Крім зазначеної задачі треба враховувати те, що невизначеність результатів вимірювань значень показників якості зерна пшениці пов'язана з рядом факторів, що впливають на процес проведення експерименту, а саме з суб'єктивним впливом оператора, умовами проведення контролю (підвищена вологість сировини, високий рівень пилу у повітрі, запиленість поверхового шару зерна, підвищена активність Сонця та інші). Також потрібно враховувати характерну генетичну ознаку сорту зерна, яка визначає біологічно значущі показники насіння, такі як білок, крохмаль, жир та ін. Сортність зерна визначає головний показник контролю, а саме – жовтизна зерна пшениці.

Таким чином виникає завдання удосконалення методів параметричного контролю якості зернових культур за рахунок зниження випадкового факторного впливу при визначенні результату вимірювання одиничного показника колориметричного контролю (жовтизни зерна пшениці) та створення засобу колориметричного експрес-контролю якості зернових культур з високими метрологічними характеристиками.

У роботі досліджується колориметричний метод експрес-контролю якості зерна пшениці, невизначеність характеристик якої впливає на точність отримання вимірювальної інформації на етапі вимірювального контролю.

Задачі дослідження можна сформулювати наступним чином:

1. Отримати аналітичні співвідношення для оцінювання кількості інформації по показнику контролю (жовтизна пшениці) з урахуванням моделі функціонального вимірювального перетворення значень цього показника та моделі перетворення на підставі статистичної теорії рішень.

2. Розробити математичну модель лінійної системи контролю якості зернових культур для побудови датчиків кольору.

3. Розробити технічні засоби для вирішення задач оптичного контролю якості зернових культур.

4. Розробити метод синтезу інформаційно-оптимальної системи

одиничних показників колориметричного контролю в умовах невизначеності відтворення рівнів параметрів, що контролюються.

5. Провести оцінювання стандартних невизначеностей результатів вимірювань отриманих за допомогою електронного колориметру.

Для вирішення вказаних задач передбачено використовувати наступні методи дослідження: дисперсійний аналіз [64; 65], теорію оптимальних статистичних рішень [66], методи кумулятивного аналізу [67], багатомірного статистичного аналізу [68]. Основою усіх вірогідно-статистичних методів дослідження є загальна теорія ймовірності і теорія планування вимірювального експерименту в умовах статистичної неоднорідності [65; 69; 71].

РОЗДІЛ 2

РОЗРОБКА ТА ВИКОРИСТАННЯ МАТЕМАТИЧНИХ МОДЕЛЕЙ ЛІНІЙНИХ СИСТЕМ ДЛЯ ПОБУДОВИ ДАТЧИКІВ КОЛЬОРУ

2.1. Застосування математичних моделей лінійних систем для побудови датчиків кольору

Методика ідентифікації, яка базується на використанні методу порівняння, найбільш прийнятна для побудови моделей сенсорних систем, що описують роботу органів почуттів людини. Однією з цих систем, що мають особливо важливе значення в життєдіяльності людини, є зорова система, на частку якої припадає понад 90 % всієї інформації, що надходить про зовнішній світ [83].

Тому вивчення роботи зорового апарату з метою технічної реалізації алгоритмів, що описують процес переробки цієї інформації, являє особливий інтерес.

Велика увага останнім часом приділяється вивченню процесу розпізнавання людиною колірних відтінків і побудови пристроїв для класифікації предметів за їх кольоровими характеристиками. Однак до теперішнього моменту математичні моделі спектральної чутливості зорової системи мали деякі прогалини в строгості обґрунтування. Їх слід доповнити описом процесу апроксимації ядра інтегрального оператора вихідними, даними послідовно в реальних умовах, функціями. Саме про це піде мова в цьому розділі.

Основним елементом пристроїв розпізнавання колірних відтінків є датчик кольору, який кожному випромінюванню ставить у відповідність три сигнали, пропорційні колірним координатам [83]. Для перетворення світлової енергії в електричну зазвичай використовується три фотоприймача, спектральна характеристика яких повинна знаходитися в області видимої ділянки спектра і відтворювати одну з кривих складання кольору.

Оскільки важко підібрати фотоприймачі з такими характеристиками, то перед ними зазвичай встановлюють світлофільтри, підібрані так, щоб результуюча характеристика фотоприймача і світлофільтру $f(\lambda)$ збігалася з однією з кривих складання. Для цього необхідно здійснювати індивідуальну підгонку спектральної характеристики світлофільтру, що є вельми трудомісткою і кропіткою операцією. З цієї причини в роботах [83; 85] розглядаються датчики кольору, в яких використовується не три, а більша кількість фотоприймачів, що дає можливість шляхом систематичних перетворень сигналів відтворювати задану криву складання кольору і істотно спростити процес налаштування. В роботі розглядається схема такого датчика кольору (рис. 2.1) і процес його експериментальної настройки. Однак, практична реалізація цього процесу викликає деякі труднощі і займає багато часу. Його можна істотно прискорити і спростити шляхом математичного розрахунку апроксимуючих коефіцієнтів за допомогою ПК. Зупинимося детальніше на цьому питанні.

Принцип роботи датчика кольору, схема якого зображена на рис. 2.1, полягає в тому, що на вхід фотоприймачів $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_n$ подається випромінювання $b(\lambda)$. Електричні сигнали з цих фотоприймачів надходять на вирішальні підсилювачі $У_1, У_2, У_3$, причому на вході кожного з них сигнал може бути поданий з різним коефіцієнтом передачі, що визначається з виразу [83]

$$U_{вихj} = \alpha_{ji} \cdot U_i = \frac{R_{0i}}{R_{ji}} \cdot U_i, \quad (2.1)$$

де $U_{вихj}$ – сигнал на виході j -го вирішального підсилювача ($j = 1, 2, 3$);

U_i – сигнал на виході i -го фотоприймача ($i = 1, \dots, n$);

R_{0i} – опір i -го резистора зворотного зв'язку 0-го вирішального підсилювача;

R_{ji} – опір i -го резистора на вході j -го вирішального підсилювача.

Електричний струм, що виникає в ланцюзі кожного фотоелемента

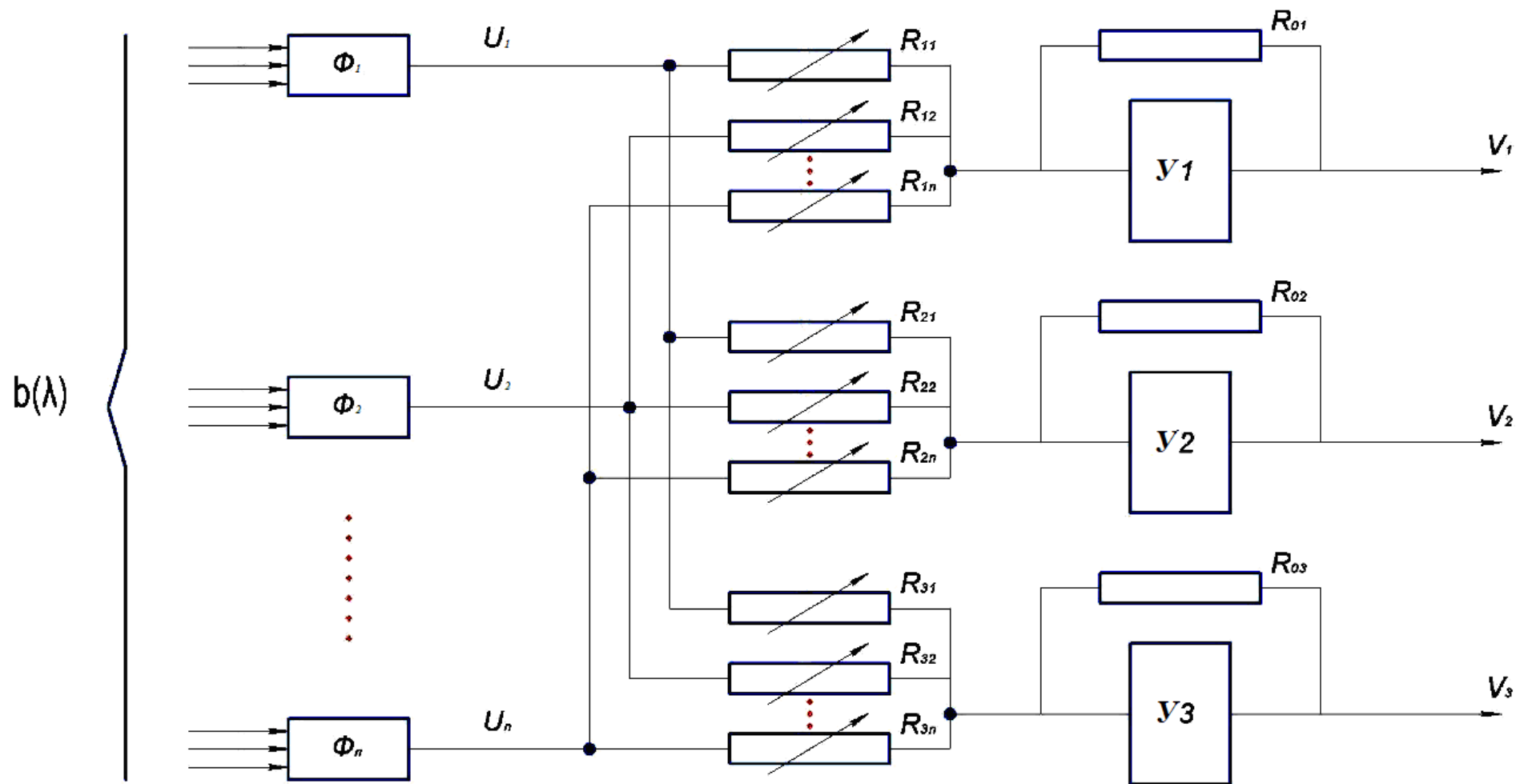


Рис. 2.1 – Схема пристрою розпізнавання і класифікації колірних відтінків

під дією випромінювання $b(\lambda)$ може бути визначено з виразу [83]

$$I_i = k \cdot \int_{\lambda_{i1}}^{\lambda_{i2}} b(\lambda) \cdot f_i(\lambda) d\lambda, \quad (2.2)$$

де k – коефіцієнт пропорційності;

$\lambda_{i1}, \lambda_{i2}$ – довжини хвиль випромінювань, що відповідають початку і кінцю діапазону пропускання i -го світлофільтру;

$f_i(\lambda)$ – результуюча спектральна характеристика i -го фотоприймача і світлофільтру.

Тоді напруга на виході кожного фотоприймача дорівнюватиме

$$U_i = I_i \cdot R_{H_i} = k \cdot R_{H_i} \cdot \int_{\lambda_{i1}}^{\lambda_{i2}} b(\lambda) \cdot f_i(\lambda) d\lambda, \quad (2.3)$$

де R_{H_i} – опір навантаження в ланцюзі i -го фотоприймача.

Оскільки на вхід вирішального підсилювача подаються одночасно сигнали з усіх фотоприймачів, то його вихідна напруга буде визначатися згідно з формулою

$$\begin{aligned} U_{\text{вих}} &= \sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \cdot U_i = \sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \cdot k \cdot R_{H_i} \cdot \int_{\lambda_{i1}}^{\lambda_{i2}} b(\lambda) \cdot f_i(\lambda) d\lambda = \\ &= k \cdot R_{H_i} \cdot \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} b(\lambda) \cdot \left(\sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \cdot f_i(\lambda) \right) d\lambda, \end{aligned} \quad (2.4)$$

де λ_1, λ_2 – довжини хвиль нижньої і верхньої меж світлового діапазону.

З останнього виразу видно, що спектральна характеристика кожного з трьох каналів проходження сигналу визначається зі співвідношення

$$J_i(\lambda) = \sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \cdot f_i(\lambda). \quad (2.5)$$

Таким чином, маємо: на відрізку $[\lambda_1, \lambda_2]$ задана система функцій $\{f_i(\lambda)\}_{i=1}^n$, потрібно знайти такі значення коефіцієнтів α_{ji} ($i=1, \dots, n$) у виразі (2.5), що визначають установки резисторів, зображених на схемі (рис. 2.1),

щоб різниця між $e_j(\lambda)$ -кривими складання спектральної чутливості людського ока та $J_j(\lambda)$ (де $j = 1, 2, 3$) були мінімальними.

Якщо розглядати ці функції як елементи гільбертова простору $L_z[\lambda_1, \lambda_2]$, то, як міра відхилення полінома (2.5) від заданої функції $e_j(\lambda)$, в сенсі метрики цього простору, необхідно брати середньоквадратичне відхилення [87]

$$\delta = \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} \left(J_j(\lambda) - e_j(\lambda) \right)^2 d\lambda. \quad (2.6)$$

Для визначення середньоквадратичного відхилення розглянемо лінійну комбінацію $\sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \cdot f_i(\lambda)$, для якої

$$\int_{\lambda_1}^{\lambda_2} \left(e_j(\lambda) - \sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \cdot f_i(\lambda) \right) \cdot f_m(\lambda) d\lambda = 0, \quad (2.7)$$

де $m = 1, \dots, n$

Її існування випливає з того, що коефіцієнти α_{ji} однозначно знаходяться з системи лінійних рівнянь

$$\sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \cdot \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} f_i(\lambda) \cdot f_m(\lambda) d\lambda = \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} e_j(\lambda) \cdot f_m(\lambda) d\lambda, \quad (2.8)$$

матриця якої є матрицею Грама для набору лінійно незалежних функцій $\{f_i(\lambda)\}_{i=1}^n$. А це означає, що її визначник не дорівнює нулю.

Можна показати, що вираз (2.6) досягає свого мінімуму на цій лінійній комбінації. Для цього візьмемо якусь іншу лінійну комбінацію

$$\sum_{i=1}^n \alpha'_{ji} \cdot f_i(\lambda).$$

Для неї вираз (2.6) з урахуванням (2.7) матиме вигляд

$$\int_{\lambda_1}^{\lambda_2} \left(e_j(\lambda) - \sum_{i=1}^n \alpha'_{ji} \cdot f_i(\lambda) \right)^2 d\lambda = \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} \left(e_j(\lambda) - \sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \cdot f_i(\lambda) + \sum_{i=1}^n (\alpha_{ji} - \alpha'_{ji}) \cdot f_i(\lambda) \right)^2 d\lambda =$$

$$= \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} \left(e_j(\lambda) - \sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \cdot f_i(\lambda) \right)^2 d\lambda + \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} \left(\sum_{i=1}^n (\alpha_{ji} - \alpha'_{ji}) \cdot f_i(\lambda) \right)^2 d\lambda \geq \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} \left(e_j(\lambda) - \sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \cdot f_i(\lambda) \right)^2 d\lambda$$

З отриманої нерівності слідує наше твердження.

Апроксимуємо інтеграли системи (2.8) на довільній множині точок

$(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \dots, \lambda_p) \in [\lambda_1, \lambda_2]$, тоді

$$\int_{\lambda_1}^{\lambda_2} f_i(\lambda) \cdot f_m(\lambda) d\lambda = \sum_{k=1}^p f_i(\lambda_k) \cdot f_m(\lambda_k). \quad (2.9)$$

Позначимо

$$\sum_{k=1}^p f_i(\lambda_k) \cdot f_m(\lambda_k) = (f_i, f_m). \quad (2.10)$$

Тоді систему (2.8) можна переписати у вигляді

$$\begin{cases} \alpha_{j1} \cdot (f_1, f_1) + \dots + \alpha_{jn} \cdot (f_n, f_1) = (e_j, f_1) \\ \alpha_{j1} \cdot (f_1, f_2) + \dots + \alpha_{jn} \cdot (f_n, f_2) = (e_j, f_2) \\ \dots \\ \alpha_{j1} \cdot (f_1, f_n) + \dots + \alpha_{jn} \cdot (f_n, f_n) = (e_j, f_n) \end{cases} \quad (2.11)$$

У такому випадку мінімальне значення δ у виразі (2.6) буде визначатися зі співвідношення

$$\delta = \sum_{k=1}^p \left(\sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \cdot f_i(\lambda_k) - e_j(\lambda_k) \right)^2. \quad (2.12)$$

Враховуючи, що α_{ji} – рішення системи (2.11), остаточно отримаємо

$$\delta = \frac{\begin{vmatrix} (f_1, f_1) & \dots & (f_n, f_1) \cdot (e_j, f_1) \\ \dots & \dots & \dots \\ (f_1, f_n) & \dots & (f_n, f_n) \cdot (e_j, f_n) \\ (e_j, f_1) & \dots & (e_j, f_n) \cdot (e_j, e_j) \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} (f_1, f_1) & \dots & (f_n, f_1) \\ \dots & \dots & \dots \\ (f_1, f_n) & \dots & (f_n, f_n) \end{vmatrix}}. \quad (2.13)$$

Рішення системи (2.11) може бути реалізовано на ПК[74,84].

2.2 Методика перевірки ефективності способу апроксимації кривих складання кольору

Для перевірки точності апроксимації кривих складання кольору за допомогою розрахунків коефіцієнтів апроксимації потрібно провести вимірювання координат кольору контрольних зразків, для яких ці координати були заздалегідь виміряні спектрографічним способом

З цією метою датчик кольору налаштовується на криві складання кольору X , Y , Z раніше описаним шляхом з використанням отриманих розрахункових значень коефіцієнтів α_{ji} . Для установки необхідних значень цих коефіцієнтів використовується методика налаштування вирішальних підсилювачів, а саме кожен з коефіцієнтів визначається по співвідношеннях вхідних і вихідних напруг вирішального підсилювача

$$U_{вихj} = U_{вхji} \frac{R_{0j}}{R_{ji}} = \alpha_{ji} \cdot U_{вхji}, \quad (2.14)$$

де $U_{вихj}$ – напруга на виході j -го підсилювача ($j = 1, 2, 3$);

$U_{вхji}$ – напруга на i -му вході ($i = 1, 2, \dots, n$) j -го підсилювача;

R_{0j} – опір резистора зворотного зв'язку у j -го вирішального підсилювача;

R_{ji} – опір i -го резистора на вході j -го вирішального підсилювача.

В якості вхідної напруги використовується стабілізована еталонна напруга. До виходу підсилювача підключається цифровий вольтметр і шляхом зміни опору R_{ji} встановлюється потрібне значення α_{ji} , оскільки

$$\alpha_{ji} = \frac{U_{вихj}}{U_{вхji}}. \quad (2.15)$$

Зразки освітлювалися одним і тим же джерелом світла (холодне біле, 5600К) при обох методах вимірювання для виключення помилки через похибки спектральної характеристики цього джерела.

Результати вимірювань напруги, що отримані за допомогою лінійки світлодіодів наведено в табл. 2.1, де X, Y, Z – координати кольору зразків, отримані спектрографічним способом; X', Y', Z' – координати кольору тих же зразків, які отримані в результаті вимірювання їх за допомогою датчика кольору; $\delta_x, \delta_y, \delta_z$ – відносні похибки вимірювань, що розраховуються за виразом:

$$\delta_x = \frac{|x - x'|}{x} \cdot 100\%, \quad (2.16)$$

Як видно з таблиці, відносні похибки не перевищують 6,5 %. Сама по собі їх наявність обумовлена присутністю методичної похибки при використанні того чи іншого методу знаходження координат кольору, похибками при апроксимації, установках резисторів R_{ij} тощо.

Однак, в цілому, простота настройки і технології вимірювань, можливості підвищення їх точності говорять про доцільність застосування даного датчика кольору. Використовувана методика розрахунку коефіцієнтів апроксимації функцій складання кольору істотно спрощує завдання побудови такого датчика, що працює в заданій системі координат. На цій основі було створено пристрій для розпізнавання кольору, принцип побудови якого описаний в підрозділі 2.3.

2.3 Формування принципів синтезу пристроїв автоматичної класифікації колірних відтінків

На рис. 2.1 наведено схему одного з пристроїв розпізнавання і класифікації колірних відтінків. У пристроях даного типу кожному набору напруг U_1, \dots, U_n відповідають три певних напруги на виході V_1, V_2, V_3 .

Зазначені напруги, звані координатами кольору, необхідно представити у вигляді дискретного двійкового коду за допомогою перетворювача аналог-код. Причому кожна з координат буде характеризуватися деякою сукупністю двійкових значень розрядів чисел, тобто

Результати вимірювань напруги

Координати	Зразок та його №					
	1	2	3	4	5	6
X	58,8	70,5	73,0	18,0	18,6	18,2
Y	31,3	42,0	98,5	37,1	17,9	10,8
Z	26,6	11,3	18,4	13,8	63,4	48,1
X'	56,2	67,4	70,0	18,8	19,5	17,2
Y'	30,1	39,6	93,9	38,0	19,1	10,3
Z'	27,9	12,1	19,5	13,5	60,3	45,8
δ_x	4,1	4,1	4,1	4,5	4,7	5,6
δ_y	3,9	5,8	4,7	2,4	6,4	4,6
δ_z	4,8	5,9	5,0	2,3	5,9	4,7

$$\begin{aligned} [x_1] &= x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1p}, \\ [x_2] &= x_{21}, x_{22}, \dots, x_{2p}, \\ [x_3] &= x_{31}, x_{32}, \dots, x_{3p}, \end{aligned} \quad (2.17)$$

де $[x_1], [x_2], [x_3]$ – числа, що відповідають сигналам датчика кольору або числам α_i ($i = 1, 2, 3$) – значенням функціоналів в математичній моделі;

x_{ij} ($i = 1, 2, 3; j = 1, 2, \dots, p$) – розряди цих чисел, які беруть два значення – 0 або 1;

p – число, що характеризує довжину двійкового коду, в який перетворюється сигнал з виходу датчика кольору (число градацій).

Таким чином, кожному кольору буде відповідати матриця

$$x_{ij} = \begin{pmatrix} x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1p} \\ x_{21}, x_{22}, \dots, x_{2p} \\ x_{31}, x_{32}, \dots, x_{3p} \end{pmatrix}. \quad (2.18)$$

Цим способом отримаємо 2^{3p} різних колірних відтінків.

Однак реальний колір, який розрізняється оком людини, в тривимірному колірному просторі не носить точковий характер, що пов'язано з наявністю порогів розпізнавання кольору. Для того, щоб пристрій розпізнавання кольору міг класифікувати колірні відтінки подібно оку людини, тобто з урахуванням порогів розпізнавання кольору, він повинен мати здатність автоматично порівнювати отриманий сигнал про колір з деякими еталонами і знаходити мінімальну відстань між ними за формулою

$$d_{k \min} = \sum_{i=1}^3 |[x_i] - [x_{ik}]|, \quad (2.19)$$

де $[x_i]$ – i -й рядок зображення досліджуваного кольору, представлений в двійковому коді;

$[x_{ik}]$ – i -й рядок k -го еталона кольору;

d_k – число, записане в двійковому коді, що визначає відстань між досліджуваним кольором і k -м еталоном.

При цьому процес розпізнавання буде зводитися до перевірки нерівності виду [77,86]

$$d_{ki} = |x_{ij} - x_{ik}| \leq d_{ni}, \quad (2.20)$$

де x_{ij} – i -та компонента j -го зображення вимірюваного кольору;

x_{ik} – i -а компонента k -го еталона;

d_{ki} – відстань між досліджуваним кольором і еталоном;

d_{ni} – порогова відстань даного кольору і еталона.

Відзначимо, що фактично це означає наявність в тривимірному просторі непересічних областей, в кожній з яких виділена точка, відповідна еталону; розміри областей визначаються порогами розпізнавання кольору, а з'ясування приналежності довільного випромінювання до даної області являє собою процес розпізнавання кольору.

Таким чином, довільному випромінюванню відповідає так звана матриця відстаней

$$d_{ki} = \begin{pmatrix} d_{11}, d_{12}, \dots, d_{1m} \\ d_{21}, d_{22}, \dots, d_{2m} \\ d_{31}, d_{32}, \dots, d_{3m} \end{pmatrix}, \quad (2.21)$$

де m – кількість еталонів.

У ній шляхом перебору шукається

$$\min_k \left(d_{1k}^2 + d_{2k}^2 + d_{3k}^2 \right). \quad (2.22)$$

Той номер L , на якому цей мінімум досягається, показує нам, до якого еталону належить дане випромінювання.

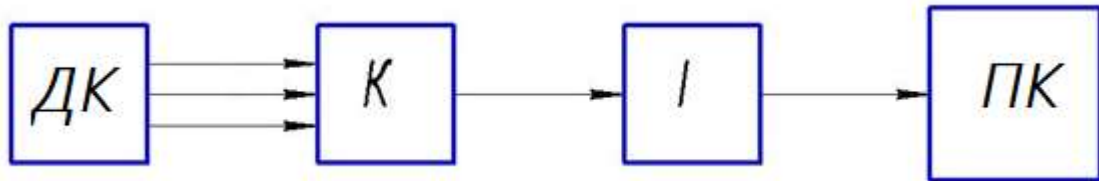
На рис. 2.2 наведено спрощену схему пристрою класифікації кольорів шляхом їх порівняння з набором еталонних колірних відтінків.

Цей пристрій може працювати в двох режимах: режим навчання і режим розпізнавання. Режим роботи задаються за допомогою спеціальних програм, що вводяться в пам'ять ПК.

У режимі навчання перед датчиком кольору по черзі установлюються кольорові зразки, які є еталонами для класифікації. В пам'ять ПК вводиться

програма, що передбачає запам'ятовування координат кольору всіх еталонів і допустимі відхилення по кожній координаті (порог розпізнавання кольору).

Сигнали з датчика кольору по черзі за допомогою комутатора подаються на інтерфейс, а потім на ПК, де вони запам'ятовуються. Кількість еталонів може довільно змінюватися від 1 до 200.



ДК – датчик кольору; К – комутатор, який здійснює по чергове підключення виходів датчика кольору до інтерфейсу; І – інтерфейс; ПК – персональний комп'ютер

Рис. 2.2 – Спрощена схема пристрою класифікації кольорів шляхом їх порівняння з набором еталонних колірних відтінків

Після такого навчання на вхід пристрою можуть пред'являтися зразки, колір яких необхідно класифікувати, тобто порівняти з одним з еталонних із заданим порогом розпізнавання кольору. За командою з пульта управління пристрою сигнали з датчика кольору будуть подаватися на ПК, як і в режимі навчання, але програма її роботи забезпечить по чергове порівняння кожного сигналу зі значеннями координат кольору, введених в пам'ять машини еталонів.

При виконанні нерівності (2.20) всіх трьох сигналів датчика кольору машина припиняє подальший перебір еталонів та повідомляє номер зразка, який відповідає кольору, що вимірюється. Крім того, вона виводить на друк (або на екран дисплея) координати кольору еталона і вимірюваного зразка. Якщо вимірюваний колір знаходиться за порогом розпізнавання кольору всіх, введених в пам'ять ПК еталонів, то машина друкує повідомлення «Колір не відповідає еталонам».

Оскільки координати кольору еталонів і зразків вимірюються за допомогою одних і тих же технічних засобів, то похибка порівняння

зводиться до мінімуму. Точність відповідності вимірюваного зразка з еталоном може задаватися за допомогою зменшення чи збільшення порогів розрізнення кольору, тобто може довільно регулюватися в залежності від конкретних вимог, цілей і умов вимірювання.

Як зазначалося, програмою передбачалася можливість використання до 200 еталонів. Це число можна збільшити або зменшити залежно від обсягу пам'яті машини.

2.4 Можливості використання поняття колориметричної функції в прикладних дослідженнях

Однією з властивостей матеріальних об'єктів, що характеризує відображаючі або випромінюючі можливості матеріальних об'єктів є поняття кольору. Однак колір є суб'єктивною характеристикою, пов'язаною зі сприйняттям людським оком. З метою узагальнення характеристики інтенсивності відбитого випромінювання і розсіяного випромінювання досліджуваних об'єктів пропонується ввести поняття КОЛОРИМЕТРИЧНОЇ ФУНКЦІЇ (КФ), яка являє собою просторовий розподіл довжини хвилі (інтенсивності) випромінювання, відбитого або випромінюваного тілом.

В основу покладено визначення плоскої монохроматичної хвилі [88]:

$$V^i = (x, y, z, t) = f(x, y) \cdot e^{-j\omega(t-z/c)}. \quad (2.23)$$

У даному вираженні ω характеризує власне колориметричні властивості випромінювання, а $\omega \cdot (z/c)$ характеризує фазовий набіг, обумовлений неоднорідністю поверхні тіла, що випромінює (відображаючого тіла), z – напрям, c – швидкість поширення випромінювання.

Звідси представимо вираз (2.23) у вигляді виразу

$$V^i = \dot{A}(x, y) \cdot e^{-j\omega t}, \quad (2.24)$$

де \dot{A} – комплексна амплітуда, що представлена характеристикою поверхні відображення.

Вимірювання комплексної амплітуди \dot{A} може бути використано для

аналізу шорсткості поверхні відображення, оцінки неоднорідності підстільної поверхні при радіолокаційних спостереженнях, оцінки характеристики морської поверхні тощо. Таким чином, аналіз КФ полягає в оцінці комплексної амплітуди, яка містить інформацію про оптичні властивості випромінювання і його джерела.

В основу структурної схеми вимірювача комплексної амплітуди покладено принципи оптичної когерентної томографії (ОКТ) (рис. 2.3). Застосовуючи теорему косинусів маємо:

$$A_1 \cdot \cos \omega \cdot \left(t - \frac{z}{c}\right) - \text{прямий сигнал};$$

$$A_2 \cdot \cos \omega \cdot t - \text{відбитий сигнал};$$

$$A = \sqrt{A_1^2 + A_2^2 + 2 \cdot A_1 \cdot A_2 \cdot \cos \omega \cdot \left(\frac{z}{c}\right)} - \text{сумарний сигнал}.$$

В оптичній когерентній томографії КФ моделює сигнали основного і допоміжного променів \dot{A}_1 та \dot{A}_2 , яким можна поставити у відповідність спектри $F_1(\omega)$ та $F_2(\omega)$.

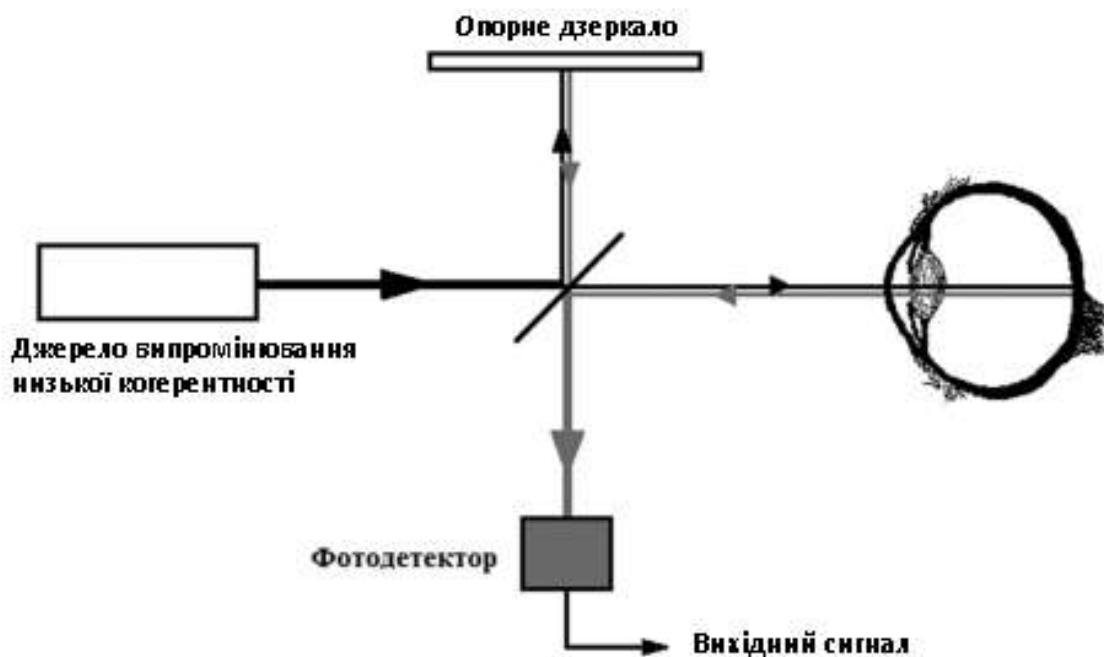


Рис. 2.3 – Схематичне зображення пристрою інтерферометра Майкельсона

Якщо спектри сигналів основного каналу і допоміжного відповідно позначити $F_1(\omega)$ та $F_2(\omega)$, то коефіцієнт когерентності сигналів дорівнює:

$$K_c = \int_{-\infty}^{\infty} F_1(\xi) \cdot F(\omega - \xi) d\xi. \quad (2.25)$$

У спектральній оптичній когерентній томографії досягається осьовий дозвіл порядку 3 – 7 мкм.

Відзначимо, що референтний сигнал забезпечує обнулення фази променя, відбитого від ділянок поверхні зразка з різною глибиною, а також розсіяного на неоднорідностях оптичної щільності зразка по глибині.

Фізично характеристиками променів, що падають на площину апертури фотодетектора (рис.2.3) є поля $e_1(t)$ та $e_2(t)$. При цьому реакція фотодетектора залежить від інтенсивності падаючого випромінювання, яке виражається формулою [89].

$$I(t) = \frac{1}{4} \cdot E_1^2(t) + \frac{1}{4} \cdot E_2^2(t) + \frac{1}{2} \cdot E_1(t) \cdot E_2(t) \cdot \cos \frac{2 \cdot \pi}{\lambda} \cdot (l_1 - l_2), \quad (2.26)$$

де $E_1(t) \cdot E_2(t)$ – амплітуди напруженості електричної компоненти поля падаючих променів;

$(l_1 - l_2)$ – різниця ходу променів в оптичній системі.

Обнуління фази променя, відбитого від референтного дзеркала призводить до того, що інформація про характер поверхні досліджуваного зразка міститься в фазі основного променя, що дорівнює $\frac{2 \cdot \pi}{\lambda} \cdot l_1$.

Інтегруючи останню формулу, відзначимо, що два перших доданки являють собою енергію основного і референтного променів. Останній доданок є взаємно кореляційна функція

$$\Gamma(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} e_1(\Theta) \cdot e_2(\tau - \Theta) d\Theta. \quad (2.27)$$

Далі, скориставшись перетворенням Вінера-Хинчина [89], можна перейти до спектральної щільності потужності сигналу, яка фактично містить інформацію про розподіл інтенсивності випромінювання, що проникло в

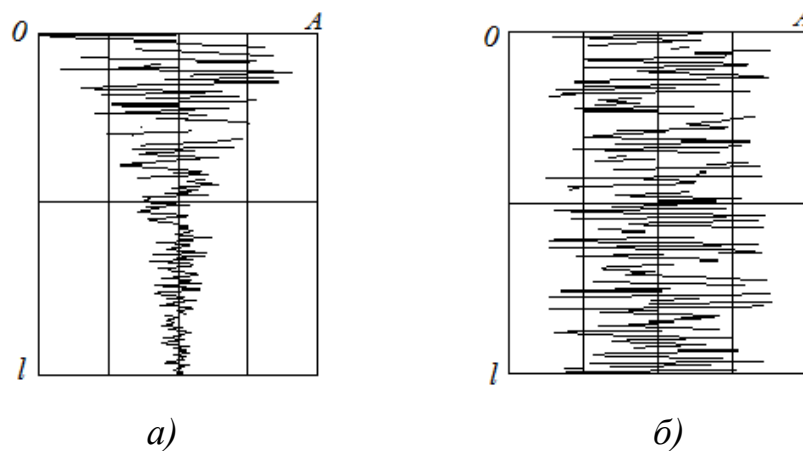
товщу досліджуваного зразка

$$S(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} \Gamma(\tau) \cdot e^{-\omega\tau} d\tau. \quad (2.28)$$

Таким чином, використовуючи поняття колориметричної функції можна реалізувати основні переваги спектральної ОКТ і виміряти розподіл енергетичного спектра сигналів, відбитих і розсіяних на неоднорідностях оптичної щільності досліджуваного зразка.

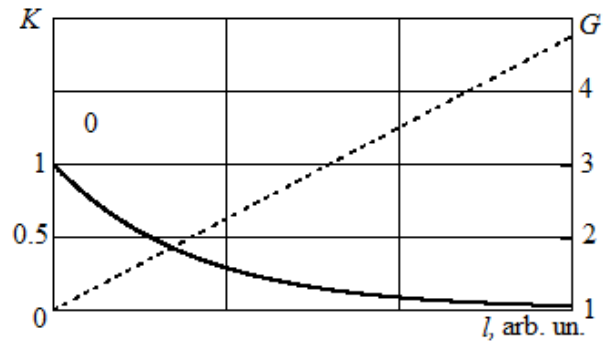
Поширення сигналу в оптично щільному середовищі супроводжується істотним зменшенням інтенсивності внаслідок поглинання енергії випромінювання і розсіювання на неоднорідностях структури середовища.

З метою компенсації такого ефекту в ОКТ аналізаторі доцільно використовувати систему динамічної корекції коефіцієнта підсилення. Аналогом таких систем є цифрова корекція підсилення (Digital Gain Compensation – DGC), яка використовується в сучасних пристроях УЗД діагностики. На рис. 2.4 наведені результати чисельного моделювання сигналів А-сканів, отриманих на фантомі. У першому випадку спостерігається спад амплітуди сигналу (рис. 2.4а), який приблизно описується експоненційною функцією. Введення лінійної DGC призводить до посилення сигналів, розсіяних на неоднорідностях, розташованих в глибині (рис. 2.4б).



На рис. 2.4в показані залежності згасання K і коефіцієнта підсилення компенсуючого пристрою G від глибини проникнення. З нього видно, що

компенсація підсилення дозволяє значно підвищити амплітуду сигналів, розсіяних на більш поглиблених шарах зразка.



в)

Рис. 2.4. Моделі реалізації А-сканів на фантомі

Використання термодинамічних уявлень дозволяє розглядати випромінювання і поглинання світла з енергетичної точки зору, не торкаючись квантового механізму явищ. При такому підході основною характеристикою випромінювання (а, також, і випромінюючого об'єкта), є температура, яка пов'язана зі спектральною щільністю потужності випромінювання законом Планка. В роботах [92; 93] наведено результати дослідження розподілу температури випромінювання плазмового розряду в різних електрофізичних установках, а також на виході імпульсного джерела типу магнітоплазмового компресора. На рис. 2.5 наведено фотореєстрації імпульсного розряду в атмосфері в зазорі потужнострумовевого розрядника [92]. Методом диференціювання КФ, що характеризує інтенсивність випромінювання плазми, (рис. 2.5а, в) отримана картина розподілу меж областей плазми з певною температурою (рис. 2.5б, г). Вимірявши температуру в одній з областей, можна отримати оцінки температури всієї області розряду.

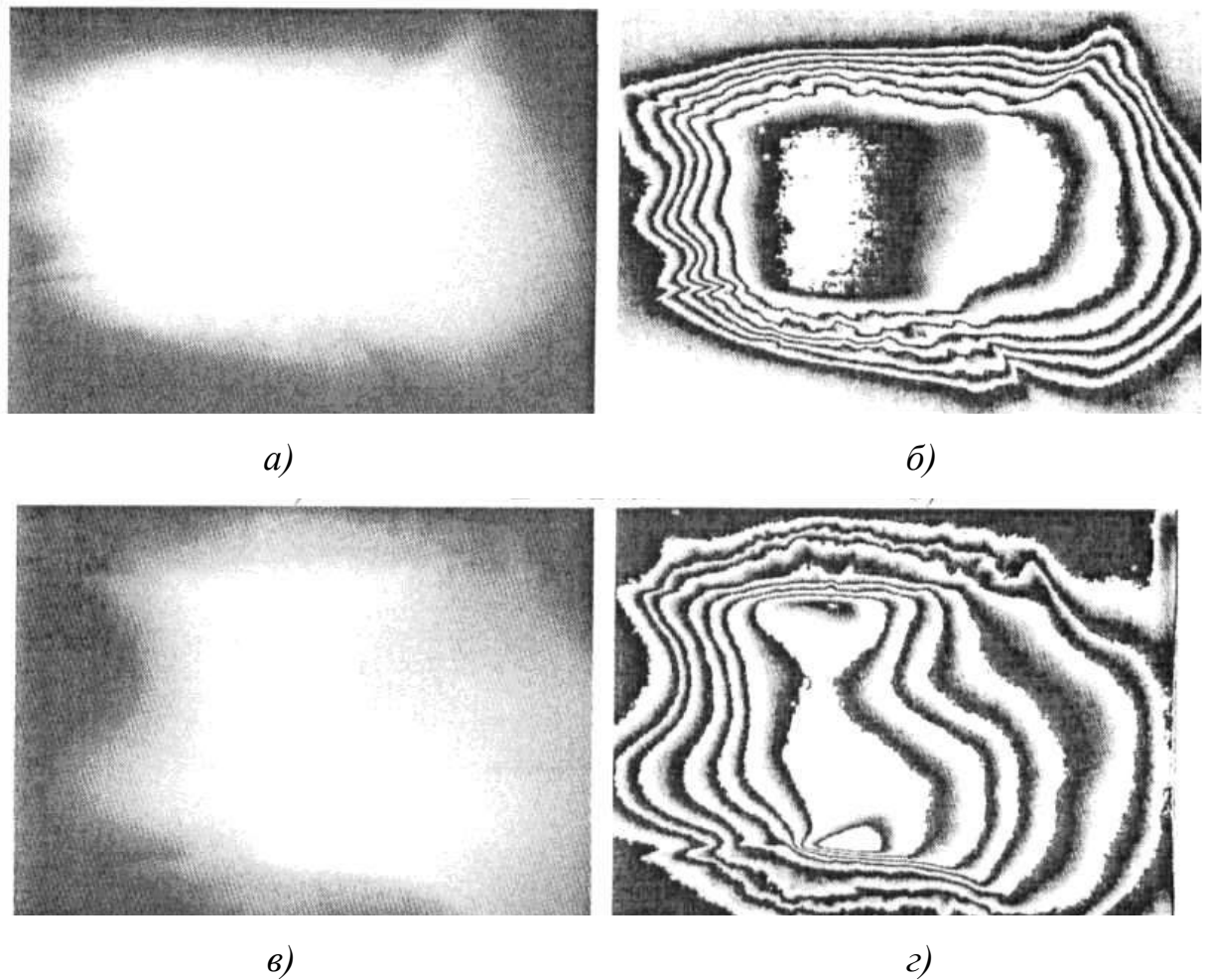


Рис. 2.5. Фотореєстрації імпульсного плазмового розряду (*a, в*) і похідна колориметричної функції (*б, г*)

Рис. 2.6. ілюструє можливість застосування КФ для дослідження профілю розподілу щільності випромінювання в плазмовому розряді [95]. За допомогою чисельного моделювання побудовані залежності відносної яскравості випромінювання в різних перетинах розряду. Модель дозволяє вимірювати профілі яскравості в різних областях оптичного спектру[91].

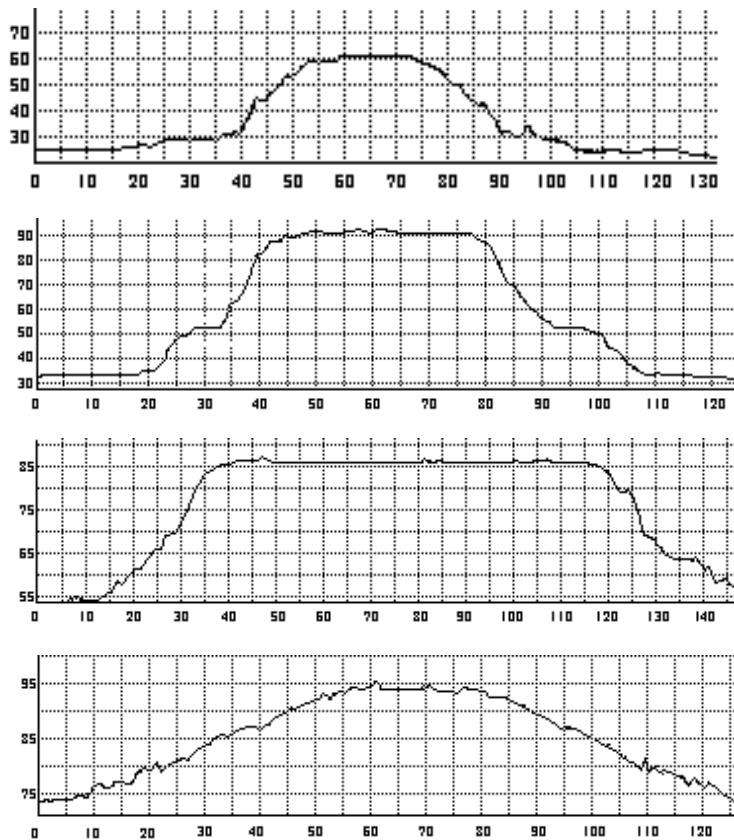


Рис. 2.6. Розряд плазмової гармати з конічним розкритвом і просторовим розподілом інтенсивності випромінювання на висоті 175, 115, 55, 20 мм (без фільтра)

У роботі [94] аналогічним чином проведений аналіз радіального розподілу температури розряду штучної блискавки.

Висновки до розділу 2

1. Запропонований алгоритм настройки датчика кольору дозволяє проводити розрахунок апроксимуючих коефіцієнтів для кривих складання.

2. Математично описана процедура знаходження коефіцієнтів апроксимації.

3. Отримала подальший розвиток аналітична база сучасної колориметрії. Введено поняття колориметричної функції, як узагальнюючої характеристики інтенсивності випромінювання відбитого і розсіяного випромінювання досліджуваних об'єктів. Показана можливість використання розроблених аналітичних методів при дослідженні оптичного випромінювання як в часовій так і в частотній області. Представлені перспективи подальшого застосування розробленої аналітичної бази.

4. Наведено результати можливості використання поняття колориметричної функції в рішенні задач аналізу оптичних характеристик різних явищ, матеріалів і середовищ. Показана можливість дослідження температурного розподілу імпульсних плазмових розрядів. На прикладі оптичної когерентної томографії показано, що колориметрична функція забезпечує реалізацію спектрального аналізу оптичних властивостей зразка.

РОЗДІЛ 3

РОЗРОБКА ЦИФРОВИХ ПРИСТРОЇВ ДЛЯ ВИРІШЕННЯ ЗАДАЧ ОПТИЧНОГО КОНТРОЛЮ

3.1 Аналіз існуючих варіантів побудови цифрових датчиків для вирішення задач оптичного контролю та їх вдосконалення

Сьогодні велика увага приділяється створенню пристроїв вимірювання кольору, які можуть бути використані для точного визначення кольору поверхні, що освітлена, або світиться сама. Колориметричні методи вимірювання здійснюються відповідно до міжнародного стандарту [96].

Цифровий датчик для вимірювання кольору був запропонований у роботі [97]. Він містить три світлофільтри, три світлочутливі елементи та три нормувальні підсилювачі, світловий потік, що проходить через світлофільтри, попадає на світлочутливі елементи, які з'єднані з входами нормувальних підсилювачів. Як світлочутливі елементи використано фотодіоди. В цифровий датчик додатково введені поляризаційний фільтр, який установлений перед світлофільтрами, три аналого-цифрових перетворювачі (АЦП), входи котрих з'єднані з виходами нормувальних підсилювачів, а виходи – з входами регістра стану, що виходом послідовно з'єднаний з входом інтерфейсу, вихід інтерфейсу з'єднаний з ЕОМ. Структурна схема датчика представлено на рис. 3.1.

Схема цифрового датчика для розпізнавання кольору складається з поляризаційного фільтра – 1, трьох світлофільтрів (R , G , B) – 2, світлодіодів $VD1$ - $VD3$ – 3, нормувальних підсилювачів – 4, АЦП – 5, регістра стану – 6, мікросхеми інтерфейсу $RS-485$ – 7, каналу передачі даних до ЕОМ (персональний комп'ютер, мікроконтролерний пристрій і т.п.) – 8.

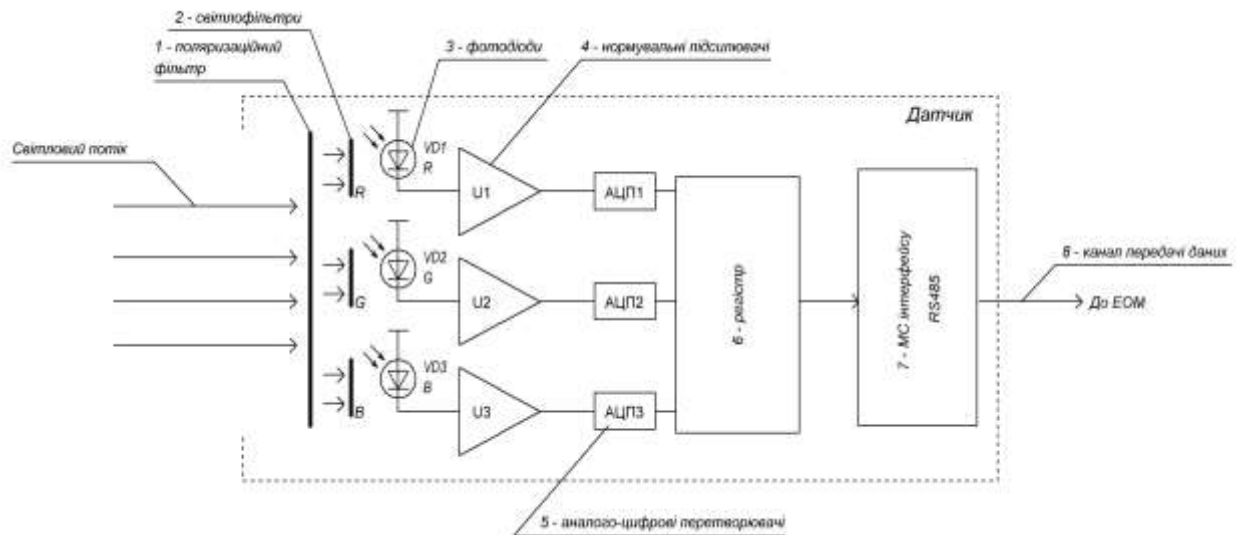


Рис. 3.1 – Цифровий датчик для вимірювання кольору

Світлодіоди $VD1 - VD3$ повинні розташовуватися в одній площині, в формі трикутника і максимально щільно один до одного – це зменшує розміри конструкції і дозволяє значно зменшити площу об'єкта, що можна аналізувати даним датчиком. Для запобігання неточності в роботі датчика рекомендується освітлювати об'єкт світлом білого кольору з температурою 5600 К. Для роботи датчика потрібне джерело живлення з напругою +5 В.

Розглянемо більш докладніше роботу датчика. Датчик працює за рахунок того, що при попаданні на нього світла від поверхні, що освітлена, або світиться сама, світловий потік проходить через поляризаційний світлофільтр (1), який використовується для заглушення віддзеркалень від поверхні та корегування кольору за рахунок видалення віддзеркаленого поляризованого світла, попадає на три кольорові фільтри R , G та B (2), які розділяють світловий промінь на три складові – червону, зелену та синю, та через них попадає на фотодіоди (3). Фотодіоди (3) працюють у фотоперетворювальному режимі, тобто в залежності від інтенсивності світла відповідного каналу, змінюють величину струму, що проходить через них. Струм з фотодіодів (3) по трьох каналах передається на три нормувальні підсилювачі постійного струму (4), що призначені для нормалізації вхідного сигналу від фотодіодів до рівня, достатнього для роботи АЦП (5), після чого

сигнал передається на АЦП (5). Аналоговий сигнал, що перетворений за допомогою АЦП (5) в цифровий, передається на послідовний регістр даних (6), а з нього на мікросхему інтерфейсу *RS-485* (7). Далі сигнал по каналу *RS-485* (8) передається на ЕОМ, де відбувається перетворення вхідного сигналу в систему *XYZ*, що стандартизована міжнародною комісією по освітленню *CIE*, за формулами:

$$X = k_{XR}R + k_{XG}G + k_{XB}B, \quad (3.1)$$

$$Y = k_{YR}R + k_{YG}G + k_{YB}B, \quad (3.2)$$

$$Z = k_{ZR}R + k_{ZG}G + k_{ZB}B, \quad (3.3)$$

де X , Y та Z – відповідні координати системи *XYZ*;

k_{XR} , k_{XG} , k_{XB} – коефіцієнти для підрахунку величини X ;

k_{YR} , k_{YG} , k_{YB} – коефіцієнти для підрахунку величини Y ;

k_{ZR} , k_{ZG} , k_{ZB} – коефіцієнти для підрахунку величини Z .

Після чого значення X , Y , Z , що отримані в результаті розрахунків, перераховуються в координати кольору x та y для діаграми кольору *CIExy* по формулах:

$$x = \frac{X}{X + E + Z}, \quad (3.4)$$

$$y = \frac{Y}{X + E + Z}. \quad (3.5)$$

Отримані координати x та y визначають розташування кольору на площині діаграми кольору *CIExy*, що дозволяє однозначно ідентифікувати колір об'єкта, що досліджується.

Таким чином авторами запропонованого цифрового датчика для вимірювання кольору досягнуто підвищення швидкодії і точності вимірювання, а також розширення функціональних можливостей [97].

До недоліків даного пристрою належать: велика похибка при вимірюванні оптичної проникності середовища (матеріалу), велика похибка при вимірюванні ступеня зміни кольору світла при проходженні через оптичні середовища (матеріали).

Задачею нового пристрою [98] є розширення функціональних можливостей датчика за рахунок додавання функції вимірювання ступеня проникності оптичних середовищ (будь-яких матеріалів, що пропускають світло) світлом за допомогою додаткових фотодіодів, використання спеціального математичного забезпечення та додавання джерела еталонного освітлення. Запропонований прилад [98] належить до пристроїв для вимірювання проникності оптичних середовищ і може бути використаний для точного визначення ступеню проникності оптичних середовищ (матеріалів) світлом та ступеню зміни кольору світла при проходженні через дані середовища (матеріали).

Різниця між прототипом [97] та новим пристроєм [98] наведено у табл. 3.1.

Таблиця 3.1

Різниця між прототипом [97] та новим пристроєм [98]

Елементи пристрою	
Прототип [97]	Запропонований пристрій [Патент]
1. Три світлофільтри. 2. Три світлочутливі елементи. 3. Три нормувальні підсилювачі. 4. Поляризаційний фільтр. 5. Три аналого-цифрових перетворювача (АЦП). 6. Регістр стану. 7. Інтерфейс з'єднаний з ЕОМ.	1. Три світлофільтри. 2. Три світлочутливі елементи. 3. Три нормувальні підсилювачі. 4. Поляризаційний фільтр. 5. Три АЦП. 6. Регістр стану. 7. Інтерфейс з'єднаний з ЕОМ. 8. Світлочутливий елемент. 9. Нормувальний підсилювач, 10 АЦП. 11. Джерело еталонного освітлення, що складається з світлодіодів білого світіння з температурою світла 5600 К.

На рис. 3.2 наведено схему реалізації запропонованого датчика [98].

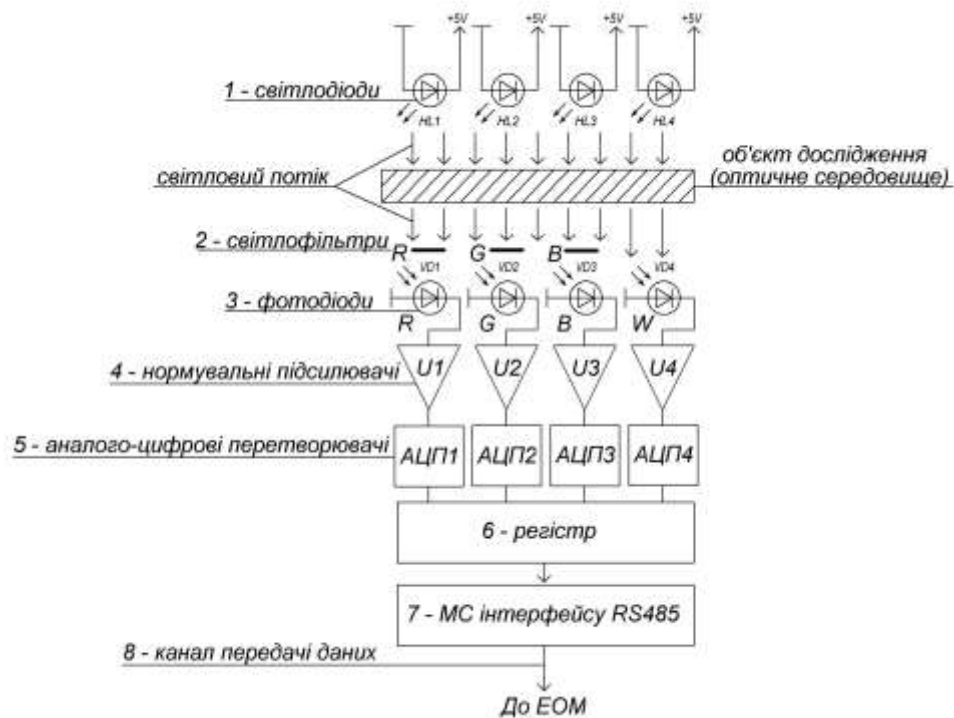


Рис. 3.2 – Цифровий датчик вимірювання проникності оптичних середовищ

Схема цифрового датчика вимірювання проникності оптичних середовищ складається з світлодіодів $HL1 - HL4$ – 1, трьох світлофільтрів (R, G, B) – 2, фотодіодів $VD1 - VD4$ – 3, нормувальних підсилювачів – 4, АЦП – 5, регістра стану – 6, мікросхеми інтерфейсу $RS-485$ – 7, каналу передачі даних до ЕОМ (персональний комп'ютер, мікроконтролерний пристрій тощо) – 8. Світлодіоди $HL1 - HL4$, фотодіоди $VD1 - VD4$ та оптичне середовище, що вимарюється, повинні розташовуватися в площинах, строго паралельних одна одній, що забезпечить відсутність похибки та паразитні віддзеркалення поверхні. Фільтри RGB не повинні перекривати світловий потік, що падає на фотодіоди для запобігання неточності в роботі датчика рекомендується використовувати світлодіоди $HL1 - HL4$ білого кольору з температурою 5600 К. Для роботи датчику потрібне джерело живлення з напругою +5 В [98].

Отримані з формул (3.4) та (3.5) координати x та y визначають розташування кольору на площині діаграми кольору CIE_{xy} , що дозволяє однозначно ідентифікувати колір світлового променя, що пройшов через оптичне середовище, що досліджується. В разі, якщо отримані результати відповідатимуть результатам, що отримані при вимірюванні ЕСП перед проходженням тесту, то можна зробити висновок, що оптичне середовище не спотворює світловий потік і не вносить в нього будь-якого забарвлення. Якщо ж результат відрізнятиметься від еталонного, то можна буде зробити висновок про те, що оптичне середовище змінює світловий потік за рахунок внесення в нього забарвлення, а ступінь та колір забарвлення можна визначити виходячи з отриманих результатів. Для обчислення ступеня проникності оптичного середовища, тобто ступеня зменшення інтенсивності світлового потоку, що пройшов через оптичне середовище, використовується сигнал від фотодіодів (3). Фотодіоди (3) працюють у фото перетворювальному режимі, тобто залежно від інтенсивності світлового потоку, що пройшов через оптичне середовище, змінюють величину струму, що проходить через них. Порівнявши цю величину з величиною, що була отримана при вимірюванні ЕСП перед проходженням тесту, можна однозначно визначити ступінь проникності оптичного середовища [98].

Проте, у випадку значного забарвлення світлового потоку після проходження ним оптичного середовища, даний варіант вимірювання може мати суттєву похибку. Для виключення даної похибки, у випадку вимірювання забарвленого світлового потоку, розрахунок його інтенсивності буде проводитися по емпіричній формулі

$$Y = 0,2125 \cdot R + 0,7154 \cdot G + 0,0721 \cdot B, \quad (3.6)$$

де 0,2125 – емпіричний коефіцієнт для червоного кольору (R);

0,7154 – емпіричний коефіцієнт для зеленого кольору (G);

0,0721 – емпіричний коефіцієнт для блакитного кольору (B).

Порівнявши цю величину з величиною, що була отримана при вимірюванні ЕСП перед проходженням тесту, можна однозначно визначити

ступінь проникності оптичного середовища у випадку забарвлення світлового потоку.

Таким чином, запропонований пристрій має перевагу у порівнянні з прототипом. Авторами запропонованого пристрою досягнуто розширення функціональних можливостей датчика за рахунок додавання функції вимірювання ступеня проникності оптичних середовищ (матеріалів) світлом [98].

3.2 Аналіз існуючих варіантів побудови цифрових пристроїв для вирішення задач оптичного контролю та їх вдосконалення

3.2.1 Цифрові колориметри для вимірювання кольору

Цифровий колориметр для вимірювання кольору був запропонований у роботі [99].

Задачею запропонованого колориметра [82,99] є підвищення швидкодії і точності вимірювання, а також розширення функціональних можливостей за рахунок того, що в нього додатково введені нормувальний підсилювач, мікроконтролер, інтерфейс, ЕОМ і аналоговий мультиплексор, що дозволить однозначно характеризувати колір об'єкту, що досліджується.

Поставлена задача вирішується тим, що цифровий колориметр містить об'єктив з діафрагмою, світлоподільну призму, три світлофільтри, три фото резистори, світловий потік, що проходить через об'єктив з діафрагмою, фокусується на світлоподільній призмі, розділяється нею на складові, та через червоний, зелений і синій світлофільтри надходить на фоторезистори, чутливі до видимого спектру випромінювання, згідно з корисною моделлю, в нього додатково введені нормувальний підсилювач, мікроконтролер, інтерфейс, ЕОМ і аналоговий мультиплексор, входи якого з'єднані з виходами фоторезисторів, вихід якого з'єднаний з входом нормувального підсилювача, вихід якого з'єднаний з вхідним портом мікроконтролеру, що

виходами послідовно з'єднаний з входом інтерфейсу, вихід інтерфейсу з'єднаний з ЕОМ. Згідно з запропонованою схемою колориметра, як інтерфейс, використовують мікросхему інтерфейсу *RS-232*, як ЕОМ використовують персональний комп'ютер [73]. На рис. 3.3 зображена схема реалізації запропонованого пристрою [99].

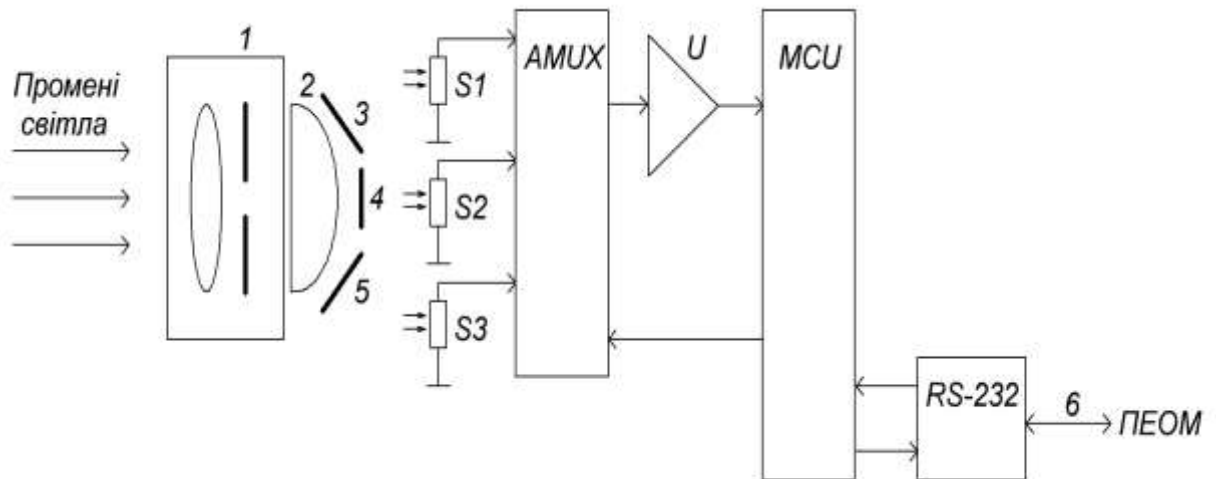


Рис. 3.3 – Цифровий колориметр

Схема цифрового колориметру складається з об'єктиву з діафрагмою – 1, світлоподільної призми – 2, трьох світлофільтрів – 3, 4, 5, трьох фоторезисторів – *S1*, *S2*, *S3*, аналогового мультиплексу – *AMUX*, нормувального підсилювача – *U*, мікроконтролеру – *MCU*, мікросхеми інтерфейсу – *RS-232*, каналу передачі даних до ПК – 6. Причому виходи фоторезисторів (*S1* – *S3*) з'єднані з входами аналогового мультиплексу (*AMUX*) вихід якого з'єднаний з входом нормувального підсилювача (*U*), вихід якого з'єднаний з входним портом мікроконтролеру (*MCU*), що виходами послідовно з'єднаний з входом інтерфейсу (*RS-232*), вихід інтерфейсу з'єднаний з ПК.

Цифровий колориметр [99] працює за рахунок того, що при попаданні на нього світла від поверхні, що освітлена, або світиться сама, світловий потік проходить через об'єктив з діафрагмою (1), який використовується для фокусування променя та регулювання рівня його яскравості, попадає на світлоподільну призму (2) яка розділяє світловий

промінь на складові. Розділене призмою світло через червоний (*R*), зелений (*G*) і синій (*B*) світлофільтри (3 – 5) надходить на фоторезистори (*S1* – *S3*), чутливі до видимого спектру випромінювання. Кожен фоторезистор підключений до індивідуального входу аналогового мультиплексу (*AMUX*). Даний аналоговий мультиплексор здійснює передачу одного з трьох вхідних сигналів на вхід нормувального підсилювача *U*. З виходу нормувального підсилювача сигнал поступає на вхідний порт мікроконтролеру (*MCU*). Нормувальний підсилювач призначений для приведення вхідного сигналу від датчиків освітленості до діапазону від 0 до 4,096 В, достатнього для оцифровки сигналу вбудованим 10-ти бітовим АЦП мікроконтролера, на який поступає сигнал. Вибір необхідного каналу здійснює мікропроцесор, подаючи відповідний цифровий код на адресні входи мультиплексу. Програма керування пристроєм прошивається всередину мікропроцесора.

Програма мікропроцесора забезпечує функціонування всього пристрою в цілому. Для цього програма виконує наступний набір функцій: керування перемиканням каналів аналогового мультиплексу; оцифровка нормалізованого сигналу з датчиків освітленості, що надходить на 5 вхід АЦП мікропроцесора; калібрування сигналів, що надходять з датчиків освітленості; цифрова фільтрація і усереднення отриманих результатів вимірювань; перетворення результатів вимірювань рівня освітленості в стандартний *RGB* вид; передача, за запитом від ПЕОМ, результатів вимірювань і розрахунків на ПЕОМ по послідовному каналу зв'язку *RS-232* (6). Обмін даними з ПЕОМ здійснюється з використанням асинхронного послідовного порту передачі даних мікропроцесора *USART*. Для узгодження рівнів цифрових сигналів мікропроцесора з рівнями сигналів стандарту *EIA RS-232* використовується мікросхема інтерфейсу *RS-232*, використовується перетворювач *ADM232* виробництва фірми *Analog Devices*. [99].

Програма, яка функціонує на ПК, що здійснює обробку і відображення

інформації, отриманої від перетворювального блоку, написана на мові C ++ з використанням компілятора Microsoft Visual C ++ v.6.0.

Зовнішній вигляд вікна програми наведено на рис.3.4.

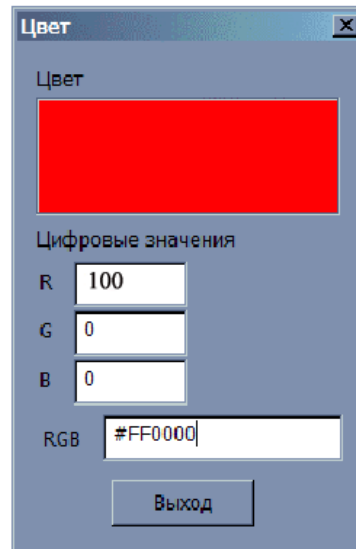


Рис. 3.4 – Вікно програми відображення результатів

Зовнішній вигляд цифрового колориметра представлено на рис. 3.5.

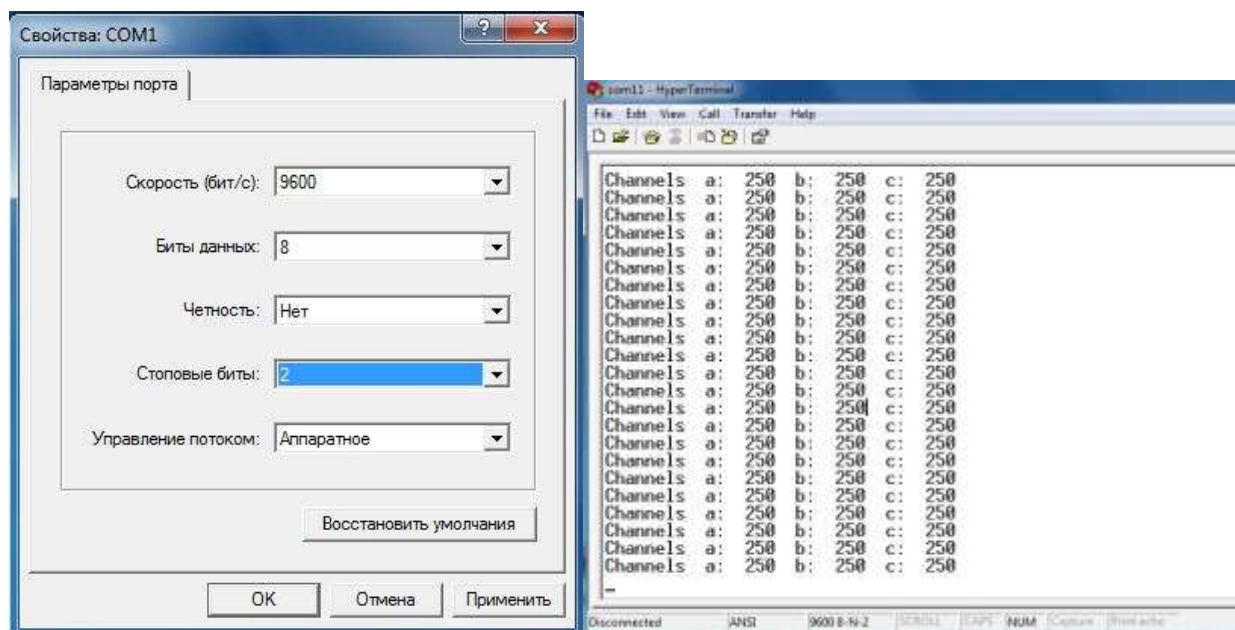


Рис. 3.5 – Зовнішній вигляд цифрового колориметра

Параметри електронного колориметра:

- діапазон вимірювань: видиме випромінювання (380 – 780) нм;
- робоча напруга: + 5В;
- габаритні розміри: 324 x 190 x 220 мм;
- маса: 1,1 кг.

Електронний колориметр може бути підключений до персонального комп'ютера через *COM*-порт. За допомогою програмного забезпечення *HyperTerminal* відбувається вивід даних на монітор комп'ютера (рис. 3.6). Для роботи з *HyperTerminal* необхідно створити нове підключення і встановити параметри нового з'єднання (рис. 3.6 а).



а)

б)

Рис. 3.6 а), б) – Вікна програми *HyperTerminal*

У програмі *HyperTerminal* «*Channel a*» – є каналом червоного фотодіода, «*Channel b*» – каналом синього фотодіода, а «*Channel c*» – каналом зеленого фотодіода (рис. 3.6 б).

Для калібрування пристрою, що реалізує оптикоелектронний метод вимірювання кольору використовувався набір світлофільтрів, спектральні

характеристики яких наведено в табл. 3.2.

Таблиця 3.2

Калібрування пристрою

№ Світлофільтра	Довжина хвилі, що відповідає максимуму пропускання, нм	Ширина смуги пропускання, нм
1	315 ± 5	35 ± 15
2	364 ± 5	25 ± 10
3	400 ± 5	45 ± 10
4	440 ± 10	40 ± 15
5	490 ± 10	35 ± 10
6	540 ± 10	25 ± 10
7	590 ± 10	25 ± 10
8	670 ± 5	20 ± 5
9	750 ± 5	20 ± 5
10	870 ± 5	20 ± 5

До недоліків пристрою [99] належать: мала швидкодія внаслідок використання інертних елементів, що унеможлиблює вимірювання світлового потоку, що швидко змінюється, недостатня точність вимірювання світлового потоку, що має невелику потужність (слабоосвітлені об'єкти), внаслідок низької чутливості фоторезисторів, неможливість розділення в просторі датчика та приладу, неможливість безпосереднього керування пристроєм внаслідок відсутності органів керування, неможливість автономного використання пристрою внаслідок відсутності засобів відображення інформації, потреба в додаткових електричних елементах внаслідок високого рівня опору фоторезисторів і неможливості їх безпосереднього підключення до мікросхем ТТЛ.

Недоліки пристрою [99] враховані в приладі [100], завданням якого є підвищення швидкодії і точності вимірювання, за рахунок використання фотодіодів та мікроконтролера з вбудованим АЦП, світлодіодів еталонного освітлення та методу вимірювання кольору, що полягає у визначенні інтенсивності трьох складових частин вхідного світлового потоку R , G , B ,

перетворенні цих даних в цифровий сигнал для подальшого перерахунку сигналу в координати кольору x (3.4) та y (3.5) (для діаграми кольору CIE_{xy} , що дозволить однозначно характеризувати колір об'єкта, розширення функціональних можливостей за рахунок додавання інтерфейсу керування приладом, засобу відображення інформації, можливості збереження інформації на картах пам'яті та можливості використання приладу в автономному режимі без використання ПК. Ця задача вирішена у [100] наступним чином. У цифровий пристрій вимірювання кольору додатково введені два нормувальні підсилювачі, входи котрих з'єднані з фотодіодами, а виходи з аналоговими входами мікроконтролера, світлодіоди еталонного освітлення, що підключені до виходів мікроконтролера, кнопки керування, що підключені до входів мікроконтролера, рідкокристалічний індикатор, що підключений до виходів мікроконтролера та карта пам'яті, що підключена до виходів мікроконтролера. Різницю між прототипом [99] та новим пристроєм [100] подано у табл. 3.3.

Таблиця 3.3

Різниця між прототипом [99] та новим пристроєм [100]

Елементи пристрою	
Прототип [99]	Запропонований пристрій [Патент]
1 Об'єктив з діафрагмою.	1. Три світлофільтри.
2. Світлоподільна призма.	2. Два світлодіоди елементи еталонного освітлення.
3. Три світлофільтри.	3. Три нормувальні підсилювачі.
4. Три фото резистори.	4. Три фотодіоди.
5. Регістр стану.	5. Мікроконтролер
6. Аналоговий мультиплексор.	6. Рідкокристалічний індикатор.
7. Інтерфейс з'єднаний з ЕОМ.	7. Карти пам'яті.
	8. Кнопки керування.

На рис. 3.7 зображена схема реалізації запропонованого пристрою [100].

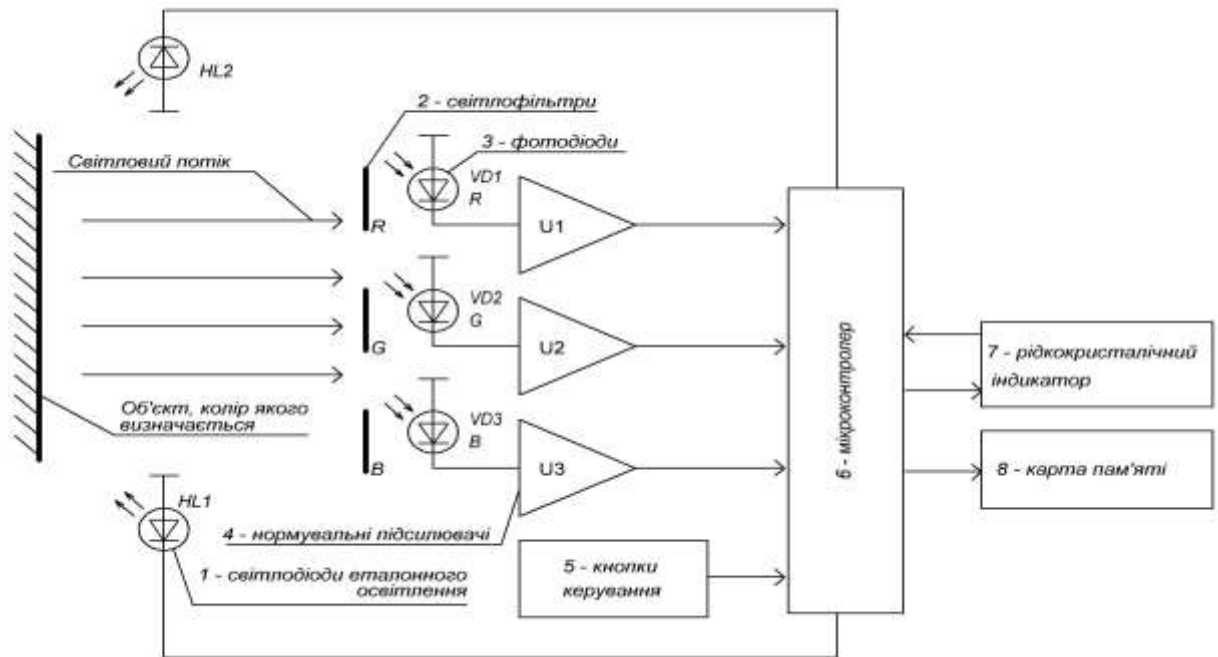


Рис. 3.7 – Цифровий портативний пристрій вимірювання кольору

Схема складається з світлодіодів еталонного освітлення – 1, трьох кольорових світлофільтрів (R , G , B) – 2, фотодіодів ($VD1 - VD3$) – 3, трьох нормувальних підсилювачів ($U1 - U3$) – 4, кнопок керування – 5; мікроконтролера – 6; рідкокристалічного індикатора – 7, карти пам'яті – 8.

Розглянемо більш докладніше роботу пристрою (рис. 3.7).

Цифровий портативний пристрій вимірювання кольору працює за рахунок того, що при попаданні на нього світла від поверхні, що освітлена світлодіодами еталонного світла (1), або світиться сама, світловий потік попадає на три кольорові світлофільтри R , G , B , які розділяють світловий промінь на три складові – червону (R), зелену (G) та синю (B), та через них попадає на фотодіоди (3). Фотодіоди (3) працюють в фотоперетворювальному режимі, тобто в залежності від інтенсивності світла відповідного каналу, змінюють величину струму, що проходить через них.

Струм з фотодіодів (3) по трьох каналах передається на три нормувальні,

підсилювачі постійного струму (4), що призначені для нормалізації вхідного сигналу від фотодіодів до рівня, що потрібен для роботи АЦП мікроконтролера, після чого сигнал передається на аналогові входи мікроконтролера, за допомогою вбудованого в нього АЦП оцифровується, після чого засобами мікроконтролера відбувається його обробка[75]. Кнопки керування (5) призначені для вмикання/вимикання, налаштування та керування пристроєм. Результати роботи пристрою в цифровому та текстовому вигляді відображаються на рідкокристалічному індикаторі (7), а також записуються на карту пам'яті (8). Використання вбудованого АЦП мікроконтролера дозволяє зменшити затримку сигналу за рахунок виключення затримки на додаткових зовнішніх цифрових елементах, таких, як мікросхеми АЦП [100].

Програма керування пристроєм встановлюється у мікроконтролер. Програма мікроконтролера забезпечує функціонування всього пристрою в цілому. Для цього програма виконує наступний набір функцій: оцифровування аналогового сигналу з датчиків освітленості (фотодіодів), що надходить на вхід АЦП мікроконтролера; калібрування сингалів, що надходять з датчиків освітленості; цифрову фільтрацію і усереднення отриманих результатів вимірювань; перетворення результатів вимірювань рівня освітленості в стандартний *RGB* вид; обробку команд, що надійшли від кнопок керування пристроєм; виведення отриманих результатів роботи на рідкокристалічний індикатор; збереження даних на карту пам'яті.

Перетворення результатів вимірювань рівня освітленості в стандартний *RGB* вид відбувається наступним чином: сигнал, що надійшов на аналоговий вхідний порт мікроконтролера, перетворюється у систему *XYZ*, що стандартизована міжнародною комісією по освітленню *CIE*, по формулах (3.1) – (3.3).

Після чого *X*, *Y*, *Z*, що отримані в результаті розрахунків, перераховуються в координати кольору *x* та *y* для діаграми кольору *CIExy* по формулах (3.4), (3.5).

Отримані координати x та y визначають розташування кольору на площині діаграми кольору CIE_{xy} , що дозволяє однозначно ідентифікувати колір об'єкта, що досліджується.

Таким чином авторами запропонованого пристрою [100] досягнуто підвищення швидкодії, точності вимірювання, а також розширення функціональних можливостей приладу, а саме отримана можливість використання такого приладу при проведенні оптичного контролю якості зернових культур.

На підставі приладу [100] було розроблено пристрій для експрес-контролю кольору. Цей пристрій дозволяє визначити рівень сигналу по трьох каналах: канал червоного кольору, канал зеленого кольору і канал синього кольору (RGB система). За отриманими даними можна зробити висновки про те, який колір надходить на вхід пристрою. Пристрій видає інформацію у вигляді тризначного числа від 0 до 255.

Основні технічні характеристики:

- діапазон вимірювань: 380 – 780 нм;
- живлення: 6 В (2 батареї $CR2032$);
- струм навантаження: не більше 50 мА;
- $RS 232$ інтерфейс;
- маса: 0,2 кг;
- габаритні розміри: $120 \times 45 \times 45$ мм.

До складу портативного пристрою (рис. 3.8) входять наступні елементи:

- керуючий модуль;
- модуль датчика кольору;
- модуль перетворювача $USB to UART$;
- РК-дисплей;
- корпус.

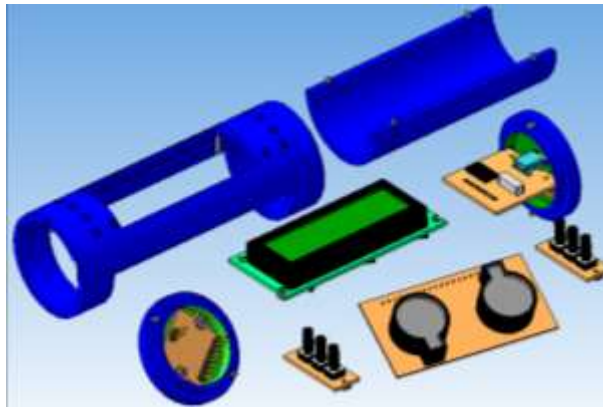


Рис. 3.8 – Елементи цифрового портативного пристрою експрес-контролю кольору

Сфери застосування цифрового портативного пристрою експрес-контролю кольору досить різноманітні:

- контроль якості зернових культур;
- текстильна промисловість;
- промислова автоматика;
- медицина;
- кримінальна служба МВС;
- експертно-криміналістичне управління МВС;
- автосервіс;
- калібрування моніторів.

Зовнішній вигляд цифрового портативного пристрою експрес-контролю кольору у зборі представлено на Рис. 3.9.



Рис. 3.9 – Зовнішній вигляд цифрового портативного пристрою експрес-контролю кольору

3.2.2 Цифрові пристрої для вимірювання проникності оптичних середовищ

На підставі пристрою [98] було запропоновано цифровий прилад для вимірювання проникності оптичних середовищ [101]. Цей прилад належить до пристроїв для вимірювання проникності оптичних середовищ і може бути використаний для точного визначення ступеню проникності оптичних середовищ (матеріалів) світлом та ступеню зміни кольору світла при проходженні через дані середовища (матеріали).

Пристрій [98] має низку недоліків: неможливість вимірювання проникності оптичних середовищ світловим потоком змінної яскравості; неможливість обробки даних безпосередньо пристроєм, без використання ПК; низька швидкодія за рахунок почергової передачі даних кожного з каналів вимірювання.

В основу пристрою [101] поставлена задача розширення функціональних можливостей пристрою [98] за рахунок додавання функції вимірювання ступеню проникності оптичних середовищ (будь-яких матеріалів, що пропускають світло) світловим потоком змінної яскравості; додавання функції обробки даних безпосередньо пристроєм; підвищення швидкодії за рахунок використання 4-канального АЦП, мікроконтролера та інтерфейса *USB*.

Різниця між прототипом [98] та новим пристроєм [101] наведено у табл. 3.4.

Таблиця 3.4

Різниця між прототипом [98] та новим пристроєм [101]

Елементи пристрою	
Прототип [98]	Запропонований пристрій [Патент]
1. Три світлофільтри.	1. Чотири світлодіоди.
2. Три світлочутливі елементи.	2. Три світлофільтри.
3. Три нормувальні підсилювачі.	3. Чотири фотодіоди.

<p>4. Поляризаційний фільтр.</p> <p>5. Три АЦП.</p> <p>6. Регістр стану.</p> <p>7. Інтерфейс з'єднаний з ЕОМ.</p> <p>8. Світлочутливий елемент.</p> <p>9. Нормувальний підсилювач,</p> <p>10 АЦП.</p> <p>11. Джерело еталонного освітлення, що складається з світлодіодів білого світіння з температурою світла 5600 К.</p>	<p>4. Чотири нормувальні підсилювачі.</p> <p>5. Один 4-канальний АЦП.</p> <p>6. Мікроконтролер.</p> <p>7. Мікросхема інтерфейсу <i>USB</i> каналу передачі даних до ЕОМ (персональний комп'ютер тощо).</p> <p>8. Блок регулювання напруги.</p>
---	--

Суть корисної моделі [101] пояснює рис. 3.10, на якому зображено схему реалізації запропонованого пристрою.

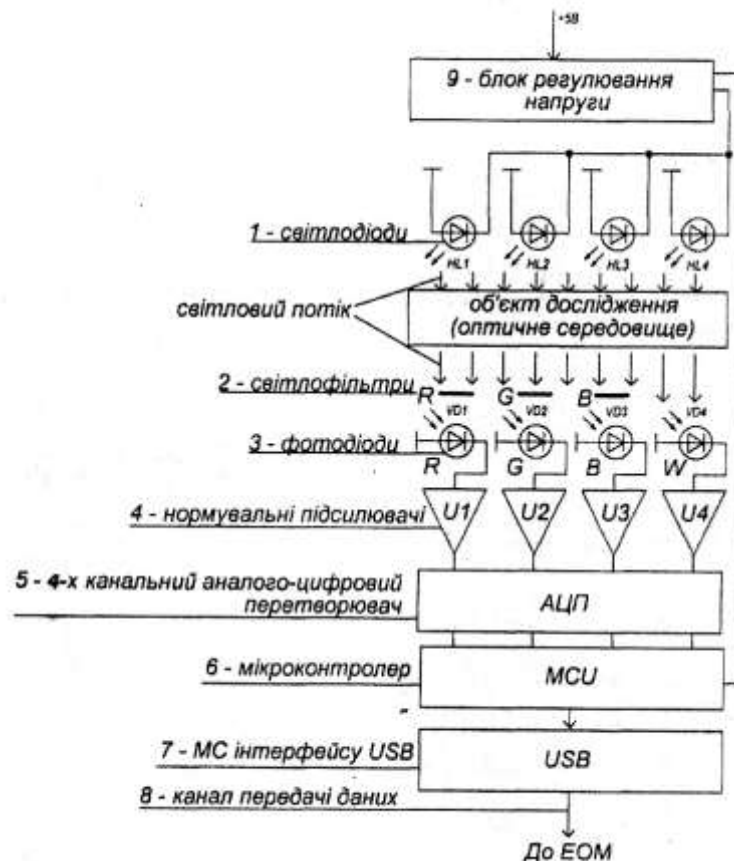


Рис. 3.10 – Схема реалізації цифрового пристрою для вимірювання проникності оптичних середовищ [101]

Схема цифрового пристрою для вимірювання проникності оптичних середовищ складається з світлодіодів $HL1 - HL4 - 1$, трьох світлофільтрів (R, G, B) – 2, фотодіодів $VD1 - VD4 - 3$, нормувальних підсилювачів $U1 - U4 - 4$, 4-канальний АЦП – 5, мікроконтролера $MCU - 6$, мікросхеми інтерфейсу $USB - 7$, канала передачі даних до ЕОМ (персональний комп'ютер тощо) – 8, блока регулювання напруги – 9 [101].

Фільтри RGB не повинні перекривати світловий потік, що падає на фотодіоди W . Для запобігання неточності в роботі датчика рекомендується використовувати світлодіоди $HL1 - HL4$ білого кольору з температурою 5600К. Для роботи датчика потрібне джерело живлення з напругою +5 В.

Розглянемо більш докладніше роботу датчика. Датчик працює за рахунок того, що еталонний світловий потік (ЕСП) від джерела еталонного світла, колір та інтенсивність якого виміряні заздалегідь, до початку тесту, проходить через оптичне середовище, проникність якого вимірюється, частина ЕСП попадає на три кольорові фільтри R, G, B (2), які розділяють світловий промінь на три складові – червону, зелену та синю, та через них попадає на фотодіоди R, G, B (3), а частина ЕСП на пряму попадає на фотодіоди W (3). Фотодіоди (3) працюють в фотоперетворювальному режимі, тобто в залежності від інтенсивності світла відповідного каналу, змінюють величину струму, що проходить через них. Струм з фотодіодів (3) по чотирьох каналах передається на чотири нормувальні підсилювачі постійного струму (4), що призначені для нормалізації вхідного сигналу від фотодіодів до рівня, достатнього для роботи 4-канального АЦП (5), після чого сигнал передається на АЦП (5). Аналоговий сигнал, що перетворений за допомогою АЦП (5) в цифровий, передається по чотирьох каналах одночасно на мікроконтролер (6), де за допомогою програмного забезпечення, що в нього встановлено, обробляється. Отримані дані передаються на мікросхему інтерфейса USB (7) і далі по каналу передачі даних (8) на ПК. При необхідності проведення вимірювань ступеню проникності оптичних середовищ світловим потоком змінної яскравості, мікроконтролер подає

відповідну команду на блок регулювання напруги (9), який зменшуючи або збільшуючи рівень напруги живлення світлодіодів (1) тим самим зменшує або збільшує яскравість світлового потоку, і виконується декілька вимірювань в залежності від кількості ступенів зміни яскравості світлового потоку [101].

В мікроконтролері відбувається перетворення вхідного сигналу від фотодіодів R , G , B у систему XYZ , що стандартизована міжнародною комісією по освітленню CIE , за формулами (3.1) – (3.3).

Після чого X , Y , Z , що отримані в результаті розрахунків, перераховуються в координати кольору x та y для діаграми кольору $CIExy$ по формулам (3.4) та (3.5).

Отримані координати x та y визначають розташування кольору на площині діаграми кольору $CIExy$, що дозволяє однозначно ідентифікувати колір світлового променя, що пройшов через оптичне середовище, що досліджується. В разі, якщо отримані результати відповідатимуть результатам, що отримані при вимірюванні ЕСП перед проходженням тесту, можна зробити висновок, що оптичне середовище не спотворює світловий потік і не вносить в нього будь-якого забарвлення. Якщо ж результат відрізнятиметься від еталонного, то можна буде зробити висновок про те, що оптичне середовище змінює світловий потік за рахунок внесення в нього забарвлення, а ступінь та колір забарвлення можна визначити, виходячи з отриманих результатів. Для обчислення ступеню проникності оптичного середовища, тобто ступеню зменшення інтенсивності світлового потоку, що пройшов через оптичне середовище, використовується сигнал від фотодіодів W (3). Фотодіоди W (3) працюють у фотоперетворювальному режимі, тобто в залежності від інтенсивності світлового потоку, що пройшов через оптичне середовище, змінюють величину струму, що проходить через них. Порівнявши цю величину з величиною, що була отримана при вимірюванні ЕСП перед проходженням тесту, можна однозначно визначити ступінь проникності оптичного

середовища [101,73].

Проте у випадку значного забарвлення світлового потоку після проходження ним оптичного середовища, даний варіант вимірювання може мати суттєву похибку. Для виключення даної похибки, у випадку вимірювання забарвленого світлового потоку, розрахунок його інтенсивності буде проводитися по емпіричній формулі (3.6).

Порівнявши цю величину з величиною, що була отримана при вимірюванні ЕСП перед проходженням тесту, можна однозначно визначити ступінь проникності оптичного середовища у випадку забарвлення світлового потоку [101].

Таким чином авторами запропонованого пристрою [101] досягнуто розширення функціональних можливостей пристрою за рахунок додавання функції вимірювання ступеню проникності оптичних середовищ (матеріалів) світловим потоком змінної яскравості; додавання функції обробки даних безпосередньо пристроєм та підвищення швидкодії за рахунок використання 4-канального АЦП, мікроконтролера та інтерфейса *USB* [101,73].

Але даний прилад [101] теж має ряд недоліків. До недоліків даного пристрою належать обмежені функціональні можливості, а саме:

- неможливість вимірювання рівномірності оптичної проникності оптичних середовищ;
- неможливість вимірювання оптичної проникності оптичних середовищ по всій площі, якщо середовища реалізовані, наприклад, у вигляді листового матеріалу [101].

Для усунення вказаних недоліків був розроблений прилад [102].

Прилад належить до пристроїв вимірювання проникності оптичних середовищ і може бути використана для точного визначення ступеня проникності оптичних середовищ (матеріалів) світлом, ступеня зміни кольору світла при проходженні через дані середовища (матеріали), а також рівномірності оптичної проникності оптичних середовищ.

Технічною задачею запропонованого пристрою [102] є розширення функціональних можливостей пристрою за рахунок використання додатково внесених до схеми пристрою вимірювального блока з масивом датчиків, зовнішнього запам'ятовувального пристрою та системи автоматичної подачі матеріалу, що дає можливість вимірювання рівномірності оптичної проникності оптичних середовищ та побудови схеми зон з однорідною проникністю, а також одночасного вимірювання великої площі матеріалу.

Різниця між прототипом [101] та новим пристроєм [102] наведено на табл. 3.5.

Таблиця 3.5

Різниця між прототипом [101] та новим пристроєм [102]

Елементи пристрою	
Прототип [101]	Запропонований пристрій [Патент]
1. Чотири світлодіоди.	1. <i>n</i> світлодіодів.
2. Три світлофільтри.	2. Блок датчиків.
3. Чотири фотодіоди.	3. Три світлофільтри.
4. Чотири нормувальні підсилювачі.	4. Чотири фотодіоди.
5. Один 4-канальний АЦП.	5. Чотири нормувальні підсилювачі.
6. Мікроконтролер.	6. Один 4-канальний АЦП.
7. Мікросхема інтерфейсу <i>USB</i> каналу передачі даних до ЕОМ (персональний комп'ютер тощо).	7. Мікроконтролер.
8. Блок регулювання напруги.	8. Мікросхема інтерфейсу <i>USB</i> каналу передачі даних до ЕОМ (персональний комп'ютер тощо).
	9. Блок регулювання напруги.
	10. Зовнішній запам'ятовувальний пристрій.
	11. Система автоматичної подачі оптичного матеріалу.

	<p>12. n вимірювальних блоків, де n може бути від $n = 1$ до N в залежності від розмірів об'єкта дослідження, причому датчики розташовані в одну лінію, щільно один до одного та мають кількість n.</p> <p>13. Вимірювальний блок.</p>
--	---

Суть корисної моделі [102] пояснює рис. 3.11.

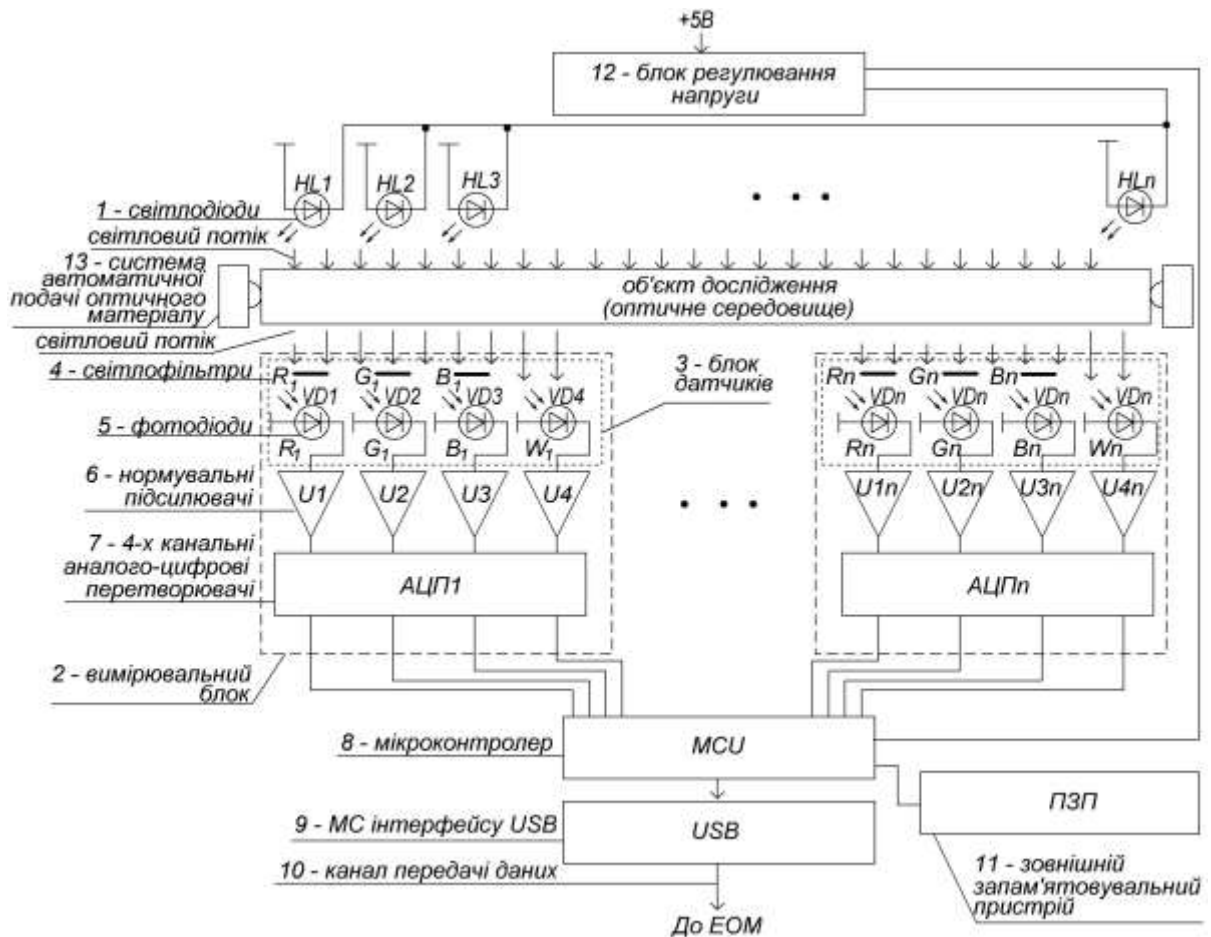


Рис. 3.11 – Схема реалізації цифрового пристрою для вимірювання рівномірності проникності оптичних середовищ [102]

Схема цифрового пристрою вимірювання рівномірності проникності оптичних середовищ складається з світлодіодів $HL1 - HLn - 1$,

вимірювального блока – 2, блока датчиків – 3, світлофільтрів ($R1, G1, B1 – Rn, Gn, Bn$) – 4, фотодіодів $VD1 – VDn$ – 5, нормувальних підсилювачів $U1 – U4n$ – 6, 4-канальних АЦП (АЦП1 – АЦПn) – 7, мікроконтролера MCU – 8, мікросхеми інтерфейса USB – 9, канала передачі даних до ЕОМ (персональний комп'ютер і т.п.) – 10, зовнішнього запам'ятовувального пристрою – 11, блока регулювання напруги – 12, системи автоматичної подачі оптичного матеріалу – 13 [102].

Розглянемо більш докладніше роботу пристрою [102]. Для його роботи потрібно, щоб виконувались деякі умови, а саме – світлофільтри RGB не повинні перекривати світловий потік, що падає на фотодіоди $W1 – Wn$. Для запобігання неточності в роботі датчика рекомендується використовувати світлодіоди $HL1 – HLn$ білого кольору з температурою 5600 К. Для роботи пристрою потрібне джерело живлення з напругою + 5 В. Система автоматичної подачі оптичного матеріалу повинна мати рівномірну швидкість подачі та не перекривати матеріал, що досліджується. Пристрій працює за рахунок того, що еталонний світловий потік (ЕСП) від джерела еталонного світла, що забезпечується світлодіодами $HL1 – HLn$, проходить через оптичний матеріал, рівномірність проникності якого вимірюють, частина ЕСП попадає на кольорові світлофільтри $R1, G1, B1 – Rn, Gn, Bn$ (4), які розділяють світловий промінь на три складові – червону, зелену та синю, та через них попадає на фотодіоди $R1, G1, B1 – Rn, Gn, Bn$ (5), а частина ЕСП напряму попадає на фотодіоди $W1 – Wn$ (5). Фотодіоди (5) працюють в фотоперетворювальному режимі, тобто в залежності від інтенсивності світла відповідного каналу, змінюють величину струму, що проходить через них. Струм з фотодіодів (5) по чотирьом каналам передається на чотири нормувальні підсилювачі постійного струму (6), що призначені для нормалізації вхідного сигналу від фотодіодів до рівня, достатнього для роботи 4-канальних АЦП1 – АЦПn (7), після чого сигнал передається на АЦП1 – АЦПn (7). Аналоговий сигнал, що перетворений за допомогою АЦП1-АЦПn (7) в цифровий, передається по каналам одночасно на

мікроконтролер (8), де за допомогою програмного забезпечення, що в нього встановлено, обробляється. Отримані дані передаються на мікросхему інтерфейсу *USB* (9) і далі по каналу передачі даних (10) на ПК. При необхідності проведення вимірювань ступеня проникності оптичних середовищ світловим потоком змінної яскравості, мікроконтролер подає відповідну команду на блок регулювання напруги (12), який зменшує або збільшує рівень напруги живлення світлодіодів (1), тим самим зменшує або збільшує яскравість світлового потоку, і виконує декілька вимірювань в залежності від кількості ступенів зміни яскравості світлового потоку. При цьому, матеріал, що досліджується, рівномірно проходить через блок датчиків (3) за допомогою системи автоматичної подачі оптичного матеріалу (13), що являє собою наприклад роликову систему подачі або будь-яку аналогічну систему, а пристрій виконує ряд вимірювань, частота яких залежить від швидкості подачі матеріалу та площі матеріалу, що може бути досліджена за одне вимірювання, тим самим забезпечуючи рівномірне дослідження всієї площі матеріалу [102].

В мікроконтролері відбувається перетворення вхідного сигналу від фотодіодів $R1, G1, B1 - Rn, Gn, Bn$ в систему *XYZ*, що стандартизована міжнародною комісією по освітленню *CIE*, по формулам (3.1) – (3.3).

Після цього значення X, Y, Z , що отримані в результаті розрахунків, перераховують в координати кольору x та y для діаграми кольору *CIE_{xy}* за формулами (3.4) та (3.5) [102].

Отримані координати x та y визначають розташування кольору на площині діаграми кольору *CIE_{xy}*, що дозволяє однозначно ідентифікувати колір світлового променя, що пройшов через оптичне середовище, що досліджується.

Дані, що отримані для кожного дослідження, зберігаються в зовнішньому запам'ятовувальному пристрої (11) та порівнюються мікроконтролером між собою.

В разі, якщо отримані результати відповідають результатам, що

отримані при вимірюванні ЕСП перед проходженням тесту, то можна зробити висновок, що оптичне середовище не спотворює світловий потік і не вносить в нього будь-якого забарвлення. Якщо ж результат відрізнятиметься від еталонного, то можна буде зробити висновок про те, що оптичне середовище змінює світловий потік за рахунок внесення в нього забарвлення, а ступінь та колір забарвлення можна визначити, виходячи з отриманих результатів. А у випадку виявлення відхилення результатів, що отримані, при будь-якому з вимірювань від інших – можна зробити висновок про нерівномірність оптичної проникності матеріалу, що досліджується [102].

Для обчислення ступеня проникності оптичного середовища, тобто ступеня зменшення інтенсивності світлового потоку, що пройшов через оптичне середовище, використовують сигнал від фотодіодів $W(5)$. Фотодіоди $W(5)$ працюють в фотоперетворювальному режимі, тобто в залежності від інтенсивності світлового потоку, що пройшов через оптичне середовище, змінюють величину струму, що проходить через них. Порівнявши цю величину з величиною, що була отримана при вимірюванні ЕСП перед проходженням тесту, можна однозначно визначити ступінь проникності оптичного середовища [102].

Проте, у випадку значного забарвлення світлового потоку після проходження ним оптичного середовища, даний варіант вимірювання може мати суттєву похибку. Для виключення даної похибки, у випадку вимірювання забарвленого світлового потоку, розрахунок його інтенсивності буде проводитися по емпіричній формулі (3.6) [102].

Порівнявши цю величину з величиною, що була отримана при вимірюванні ЕСП перед проходженням тесту, можна однозначно визначити ступінь проникності оптичного середовища у випадку забарвлення світлового потоку.

Дані, що отримані, після їх обробки мікроконтролером передаються через інтерфейс *USB* (9) по каналу передачі даних (10) до ПК, де на їх підґрунті будується схема зон з однорідною проникністю.

Механізм побудови даної схеми працює наступним чином: кожному з датчиків пристрою в програмі ЕОМ відповідає зона з декількох пікселів зображення (ЗПЗ), що по своїй формі та розміру пропорційна зоні вимірювання датчику. Ступінь забарвлення зони, в свою чергу, пропорційний ступеню проникності оптичного середовища. Матеріал, що досліджується, проходить через пристрій, пристрій передає дані на ПК, де програма будує на підґрунті даних, що отримані, схему поверхні ліній за лінією. Кожна з ліній формується з ЗПЗ, а враховуючи, що ступінь забарвлення ЗПЗ пропорційна ступеню проникності оптичного середовища, то отримувана картина буде відповідати фактичному рівню проникності оптичного середовища, де відповідно зменшення або збільшення ступеня забарвленості зображення відповідає зменшенню або збільшенню ступеня оптичної проникності матеріалу [102].

Таким чином, авторами запропонованого пристрою [102] досягнуто розширення функціональних можливостей пристрою за рахунок використання додатково внесених до схеми пристрою вимірювального блока з масивом датчиків, зовнішнього запам'ятовувального пристрою та системи автоматичної подачі матеріалу, що дає можливість вимірювання рівномірності оптичної проникності оптичних середовищ та побудови схеми зон з однорідною проникністю, а також одночасного вимірювання великої площі матеріалу.

Висновки до розділу 3

1. У ході виконання досліджень проведено аналіз існуючих варіантів побудови цифрових датчиків для вирішення задач оптичного контролю та наведено опис розробленого автором приладу, що захищено патентом [98] і враховує недоліки прототипів, а також усуває їх.

Отримано аналітичні співвідношення (3.6), за якими можна однозначно визначити ступінь проникності оптичного середовища у випадку забарвлення

світлового потоку.

2. У результаті проведеного аналізу існуючих варіантів побудови цифрових пристроїв для вирішення задач оптичного контролю запропоновано пристрій [100], що дозволяє досягнути підвищення швидкодії, точності вимірювання, а також розширення функціональних можливостей приладу [99]. Завдяки вдосконаленню отримана можливість використання портативного приладу [100] при проведенні оптичного контролю якості зернових культур.

3. Запропоновано вдосконалення цифрового пристрою для вимірювання проникності оптичних середовищ. Завдяки використанню моделі [101] досягнуто розширення функціональних можливостей пристрою [98] за рахунок додавання функції вимірювання ступеню проникності оптичних середовищ (матеріалів) світловим потоком змінної яскравості; додавання функції обробки даних безпосередньо пристроєм та підвищення швидкодії за рахунок використання 4-канального АЦП, мікроконтролера та інтерфейса *USB*.

4. Доведено, що завдяки використанню цифрового пристрою для вимірювання рівномірності покриття оптичних середовищ [102] досягнуто розширення функціональних можливостей пристрою [101] за рахунок використання додатково внесених до схеми пристрою [101] вимірювального блоку з масивом датчиків, зовнішнього запам'ятовувального пристрою та системи автоматичної подачі матеріалу, що дає можливість вимірювання рівномірності оптичної проникності оптичних середовищ та побудови схеми зон з однорідною проникністю, а також одночасного вимірювання великої площі матеріалу.

РОЗДІЛ 4

АНАЛІЗ ВПЛИВУ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИМІРЮВАНЬ НА ВіРОГІДНІСТЬ КОЛОРИМЕТРИЧНОГО КОНТРОЛЮ

4.1 Невизначеність результатів вимірювань при колориметричному контролі зернових культур

Колориметричний контроль зернових культур є методом експрес-контролю, що виступає як пріоритетний напрямок технічного контролю. Він використовує методи перетворення фізичних величин, що контролюються, у електричні сигнали.

Експрес-контроль якісних параметрів зернових культур має деякі складнощі та недоліки, які слід враховувати при його проведенні. Переважна більшість методів експрес-контролю зернових культур базується на опосередкованих вимірюваннях параметрів якості, що не дозволяє встановити шкідливий вплив додаткових факторів, що не контролюються. Рівень цих факторів залежить від умов експерименту, а також погано піддається нормуванню [103–106,125].

Математичні моделі вимірювальних перетворень при багатопараметричному неруйнівному контролі зернових культур не враховують випадковий вплив ефектів факторної взаємодії, що веде до завищеної вірогідності помилок контролю та ускладнює планування вимірювальних експериментів [65; 69; 107; 108].

При колориметричному контролі зернових культур невизначеність результатів вимірювань значень показників, що контролюються, при заданих рівнях параметра контролю досить велика. Вона пов'язана з низкою факторів, що впливають на процес проведення експерименту, а саме з суб'єктивним впливом оператора, умовами проведення контролю (підвищена вологість сировини, високий рівень пилу у повітрі, запиленість поверхневого шару зерна, підвищена активність Сонця та ін.). Також потрібно враховувати

сортність зерна.

Аналіз впливу невизначеності вимірювальної інформації, що отримана у процесі багатопараметрового контролю, на вірогідність помилок прийняття рішень достатньо повно розглянуто у математичних моделях, що ілюструють інформаційно-вимірювальні процедури контролю [109–111]. Однак більшість досліджень обмежено моделями альтернативного контролю. Практично відсутні роботи, що присвячені дослідженню статистичних моделей впливу невизначених рівнів параметру, що контролюється на інформаційні властивості стохастично пов'язаної системи одиничних показників контролю, коли об'єм багатомірних спостережень суттєво обмежений [3].

У цілому ряді випадків дослідження недетермінованих об'єктів вплив деяких величин на вихідну величину об'єкта не можна оцінити кількісно. При цьому дослідника може цікавити питання, наскільки істотний вплив того або іншого фактору на розсіювання результатів спостережень вихідної величини. Для вивчення впливу факторів, що заважають, на вихідну величину (відгук), їхнього загального оцінювання, ранжирування й виділення серед них істотних, очевидно, непридатні всі методи відсівання кількісних факторів і методи регресійного аналізу, оскільки вони передбачають вимір рівнів досліджуваних факторів [71].

Для того щоб оцінити вплив кожного фактору на відгук і порівняти вплив різних факторів варто встановити деякий кількісний показник цього впливу. Для рішення такого роду завдань дослідники використовують різні прийоми й способи організації вибіркового даних, суть яких складається в застосуванні різних планів класифікації спостережень відповідно до можливих джерел розсіювання. Обробка таких класифікованих даних проводиться методами дисперсійного аналізу, які дозволяють розкласти загальне розсіювання на складові, обумовлені впливом рівнів, що цікавлять дослідника факторів [71].

Цей розділ присвячений обґрунтуванню та оцінюванню достовірності статистичних висновків про інформаційну значимість показників

колориметричного контролю, що впливають на результат контролю для забезпечення максимально високої вірогідності отриманого результату [115].

4.2 Вихідні припущення дисперсійного аналізу, що необхідно враховувати при побудові моделі факторного впливу

Дисперсійний аналіз заснований на ряді припущень про випадкові величини й параметри, що формують помилку експерименту [67; 68; 71]:

– математичне очікування кожної залишкової випадкової величини дорівнює нулю, тобто систематична складова відсутня;

– залишкові випадкові величини взаємно незалежні. Ця вимога означає, що дисперсія суми всіх залишкових випадкових величин дорівнює сумі дисперсій цих величин;

– всі залишкові випадкові величини мають однакове середньоквадратичне відхилення. Це припущення про однорідність дисперсій або вимога гомоскедастичності. На жаль, це припущення виконується далеко не завжди і перш ніж проводити аналіз необхідно розглянути можливі коливання середньоквадратичного відхилення методами статистики;

– кожна залишкова випадкова величина розподілена за нормальним законом. Це припущення, як правило, не виконується, але навіть істотні відхилення від нормального закону не роблять помітного впливу на процедуру аналізу.

Основним поняттям дисперсійного аналізу є поняття фактору – якості або властивості, відповідно до якої класифікуються дані. Кожний фактор має кілька рівнів (прилад № 1, прилад № 2..., і т. д.).

Структура, або схема експерименту описується факторами, що входять у нього і способами комбінування різних рівнів різних факторів.

Якщо метою експерименту є вивчення впливу лише одного фактору, про який можна говорити, що він є основним джерелом розсіювання, то

експеримент можна планувати як однофакторний.

Насправді на реальний об'єкт впливає безліч факторів, що не піддаються стабілізації або важко контролюються, але які також викликають розсіювання вихідної величини. У такому випадку варто провести процедуру рандомізації, для того, щоб зробити їхній вплив випадковим.

4.3 Розробка моделі впливу при колориметричному контролі

При багатофакторному експерименті вид моделі залежить від способу взаємодії факторів. У практиці дисперсійного аналізу розрізняють два види взаємодії факторів – ієрархічний і перехресний, або ієрархічна й перехресна класифікації. У літературі по плануванню експериментів [65; 68; 69; 112] можна зустріти й іншу назву – багатоступінчаста й багатобічна класифікації. При ієрархічній класифікації розрізняють фактори основної групи й фактори підгруп, причому кожний рівень одного основного фактору може бути пов'язаний з безліччю рівнів другого фактору – фактору підгрупи.

При перехресній класифікації кожні рівні одного фактору можуть сполучатися з усіма рівнями іншого фактору і упорядкування всіх взаємодій у цьому випадку, на відміну від ієрархічної класифікації, неможливо [71].

Припустимо, що Z – параметр колориметричного контролю, що треба оцінити (жовтизна зерна пшениці), а K_1, \dots, K_n – показники контролю, що визначаються у процесі вимірювань (наприклад, сорт зерна, температура, вологість, освітленість та інші). Результат спостереження значення кожного з показників контролю можна записати у вигляді математичної моделі, у якій факторами, що впливають є Z та $(n - 1)$ факторів, зумовлених мінливістю показників контролю, що залишилися. Це твердження зумовлене тим фактом, що показники, що залишилися, характеризують кількісно $(n - 1)$ фізичні властивості об'єкта контролю та відрізняються від параметру колориметричного контролю Z тим, що є можливість прямого вимірювання їх рівнів. Параметр Z прямим вимірюванням недоступний, але він також

відображає одну з фізичних властивостей об'єкта контролю. Отже, результат спостереження залежить від n факторів, що впливають.

Модель при дисперсійному аналізі має такий вигляд [65]:

(Спостережуване значення) = \sum (Параметри, що описують ефекти, що визначаються) + \sum (Випадкові величини, що описують залишкові ефекти).

Для колориметричного контролю розглянемо модель впливу на результат вимірювань показника контролю K при трьох факторах, що впливають (Z та факторах, рівні яких кількісно відображені значеннями двох показників контролю, що залишилися (вологість, освітленість)). Вона має вигляд [65]:

$$K_{abcq} = \bar{K} + \delta_a + \alpha_b + \beta_c + (\delta\alpha)_{ab} + (\delta\beta)_{ac} + (\alpha\beta)_{bc} + (\delta\alpha\beta)_{abc} + d_{abcq}, \quad (4.1)$$

де a, b, c, q – номери рівнів факторів, що впливають;

δ_a – відхилення результату вимірювання показника K_{abcq} від його середнього значення \bar{K} , обумовлене впливом параметру Z ;

α_b, β_c – відхилення результату вимірювання K_{abcq} від \bar{K} , обумовлене двома факторами, що залишилися;

$(\delta\alpha)_{ab}, (\delta\beta)_{ac}, (\alpha\beta)_{bc}$ – відхилення, обумовлене парними взаємодіями усіх факторів, що впливають;

$(\delta\alpha\beta)_{abc}$ – відхилення, обумовлене взаємодією трьох факторів, що впливають;

d_{abcq} – випадковий залишок.

Початковими умовами для моделі (4.1) будуть:

$$1) \sum_a \delta_a = 0; \sum_b \alpha_b = 0; \sum_c \beta_c = 0;$$

$$2) \sum_a (\delta\alpha)_{ab} = 0; \sum_b (\delta\alpha)_{ab} = 0; \sum_a (\delta\beta)_{ac} = 0; \sum_c (\delta\beta)_{ac} = 0; \sum_b (\alpha\beta)_{bc} = 0;$$

$$\sum_c (\alpha\beta)_{bc} = 0;$$

$$3) \sum_a (\delta\alpha\beta)_{abc} = 0; \sum_b (\delta\alpha\beta)_{abc} = 0; \sum_c (\delta\alpha\beta)_{abc} = 0;$$

$$4) \sum_a \sum_b \sum_c \sum_q d_{abcq} = 0.$$

Крім цих умов на випадковий залишок накладені обмеження:

- 1) усі d_{abcq} взаємно незалежні;
- 2) $M[d_{abcq}^2] = \sigma^2$;
- 3) випадкові величини d_{abcq} розподілені по нормальному закону.

Що стосується виду відхилень $\delta_a, \alpha_b, \beta_c$, то:

- 1) δ_a – є випадковою величиною, оскільки вона відображає ефект апіорно невизначених рівнів параметра контролю Z ;
- 2) α_b, β_c – є метрологічно визначеними параметрами показників контролю K .

Модель (4.1) не є виключно параметричною, із-за випадкових рівнів параметру колориметричного контролю Z . Її слід віднести до змішаних моделей[115].

4.3.1 Розробка спрощеної моделі впливу при обмеженнях на об'єм вимірювань

Отримана багатofакторна модель (4.1) потребує для свого аналізу об'єм вибірки $p^3 \cdot n$, де p – число рівнів по кожному фактору, а n – число багаторазових спостережень для усіх сполучень рівнів факторів, що впливають [65]. Для статистичної значущості отриманих у ході дисперсійного аналізу результатів величина p повинна відповідати умовам $p > 3, n > 1$ [65].

Отже при $p = 4$, а $n = 2$ мінімальний об'єм числа спостережень показника контролю K повинен дорівнювати $4^3 \cdot 2 = 128$ значень. Технічно забезпечити таку кількість нестандартних проб при збереженні однорідності

вимірювального експерименту досить складно. Щоб цього уникнути зробимо спрощення моделі (4.1), залишивши у ній лише основні відхилення $\delta_a, \alpha_b, \beta_c$, та відхилення, зумовлені парними взаємодіями $(\delta\alpha)_{ab}, (\delta\beta)_{ac}$. Така модель буде мати підвищений залишок h_{abcv} , у який входить випадковий залишок d_{abcq} та відхилення, обумовлені дією трьох факторів, що впливають $(\delta\alpha\beta)_{abc}$, а також парним відхиленням $(\alpha\beta)_{bc}$:

$$K_{abcv} = \bar{K} + \delta_a + \alpha_b + \beta_c + (\delta\alpha)_{ab} + (\delta\beta)_{ac} + h_{abcv}. \quad (4.2)$$

Також є можливість знизити складність моделі (4.1) якщо звести її до двох двофакторних моделей перехресної класифікації:

$$K_{abv} = \bar{K} + \delta_a + \alpha_b + (\delta\alpha)_{ab} + h_{(\alpha)abv}; \quad c = q = v, \quad (4.3)$$

$$K_{acv} = \bar{K} + \delta_a + \beta_c + (\delta\beta)_{ac} + h_{(\beta)acv}; \quad b = q = v, \quad (4.4)$$

де v – номер багаторазових вимірювань показника K у комірці таблиць вихідних даних моделей (4.3) та (4.4). Порівняння залишків цих моделей з залишками моделей (4.1) та (4.2) показує, що спрощення моделі знижує її точність, оскільки ці залишки більше ніж d_{abcq} .

Проведемо дослідження умови, що дозволяє синтезувати модель (4.2) на основі моделей (4.3) та (4.4), для кожної з яких має місце одне і те ж основне відхилення δ_a , додаткові відхилення α_b, β_c , та відхилення, зумовлені ефектами парної взаємодії.

Першою умовою є забезпечення рівності один одному основних відхилень у моделях (4.3) та (4.4). Для цього, число груп результатів спостереження значень показника контролю K повинно бути однаковим для усіх моделей. Це відповідає однаковій кількості рядків у таблиці вихідних даних [3,65]. Число значень показника контролю K у кожній з груп повинно бути таким же самим g , а значення K_{abc} у кожній групі повинно залишатися незмінним N/g для будь якої з моделей (4.3) або (4.4). Групування величин K_{abcq} повинно проводитись по заданих групах значень параметру колориметричного контролю Z . Спосіб формування підгруп (стовбців) у

таблиці вихідних даних, повинен визначатися обраним додатковим фактором, що впливає та передбачати одну й ту саму процедуру вибору значень K_{abc} для кожної із підгруп групи з фіксованим номером $a, a = \overline{1, n}$. Кількість підгруп у кожній групі також повинно бути однаковим l , для кожної з моделей (4.3) або (4.4). У кожній підгрупі будь якої з груп (комірці таблиці вихідних даних) буде однакове $m = N/g l$ число спостережень [3,65].

Для моделювання додаткового факторного впливу (по стовбцях вихідних даних) на показник K будемо використовувати наступні дії:

- ранжируємо по зростанню внутрішньогрупові значення показника контролю K_i , що відповідає обраному додатковому фактору, що впливає;
- розіб'ємо ранжировані (по усім g групам) ряди значень показника K_i на i груп;
- у кожній підгрупі відбираємо n значень інформаційного показника K , що відповідає n значенням показника K_i та занесемо їх до комірки вихідних даних.

Отримана $g \times l$ таблиця результатів спостережень значень показника контролю K із n багаторазовими спостереженнями у кожній з $g \times l$ комірок може бути використано для дисперсійного аналізу будь якої з моделей (4.3) або (4.4) перехресних класифікацій, що відповідають заданому додатковому фактору, що впливає $K_i, i = \overline{1, 2}$.

Позначимо ці фактори як K_α, K_β . У загальному випадку будь який з цих факторів буде позначатись як $K_{(i)}$ та будь яка з моделей (4.3) або (4.4) може бути представлена у вигляді:

$$K_{adv} = \bar{K} + \delta_a + i_d + (\delta i)_{ad} + h_{adv}. \quad (4.5)$$

Повне розкладання суми квадратів відхилень величин K_{adv} від \bar{K} , із виконанням початкових умов та обмежень моделі (4.1) має наступний вигляд:

$$\Sigma = \Sigma_\delta + \Sigma_a + \Sigma_{\delta a} + \Sigma_{ea}. \quad (4.6)$$

Результати дисперсійного аналізу моделі (4.5) приведемо у табл. 4.1 [65], де \bar{K}_a , \bar{K}_d , \bar{K}_{ad} – середні по рядках, стовбцях та у комірках.

Таблиця 4.1

Результати дисперсійного розкладання суми Σ

Джерело мінливості	Число ступенів свободи	Сума квадратів відхилень
Основний фактор Z	$k = g - 1$	$\Sigma_{\delta} = nl \sum_{a=1}^g (\bar{K}_a - \bar{K})^2$
Додатковий фактор K_i	$k = l - 1$	$\Sigma_a = ng \sum_{d=1}^l (\bar{K}_d - \bar{K})^2$
Взаємодія між Z та K_i	$k = (g-1)(l-1)$	$\Sigma_{\delta a} = n \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l (\bar{K}_{\delta a} - \bar{K}_{\delta} - \bar{K}_a + \bar{K})^2$
Залишок (у середині комірки)	$k = gl(n-1)$	$\Sigma_{ea} = \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l \sum_{v=1}^n (K_{adv} - \bar{K}_{ad})^2$
Загальний	$k = N - 1$	$\Sigma = \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l \sum_{v=1}^n (K_{adv} - \bar{K})^2$

Враховуючи, що для моделей (4.3) та (4.4) однаковим є \bar{K} та суми Σ та Σ_{δ} представимо суму квадратів відхилень K_{abc} від K моделі (4.2), як об'єднання суми (4.6), $i = \bar{1,2}$ із фіктивною залишковою сумою Σ_e^f :

$$\Sigma = \Sigma_{\delta} + \Sigma_{\alpha} + \Sigma_{\beta} + \Sigma_{\delta\alpha} + \Sigma_{\delta\beta} + \Sigma_e^f. \quad (4.7)$$

Отримане співвідношення (4.7) дозволяє спростити модель (4.2) до наступного виду:

$$K_{abcv} = \bar{K} + \delta_a + \alpha_b + \beta_c + (\delta\alpha)_{ab} + (\delta\beta)_{ac} + h_{abcv}^f. \quad (4.8)$$

Розрахунок сум правої частини виразу (4.7) здійснюється за рівняннями сум квадратів таблиць результатів дисперсійного аналізу моделей (4.3) та (4.4), аналогічних табл. 4.1 (окрім Σ_e^f), проводячи заміну фактору $K_{(i)}$ на конкретний додатковий фактор, що впливає K_{α} , K_{β} . Суму Σ_e^f можна розрахувати з будь якого рівняння:

$$\begin{cases} \Sigma_e^f = \Sigma_{e\alpha} - \Sigma_\beta - \Sigma_{\delta\beta}; \\ \Sigma_e^f = \Sigma_{e\beta} - \Sigma_\alpha - \Sigma_{\delta\alpha}; \end{cases} \quad (4.9)$$

$$\Sigma_e^f = \Sigma_{e\alpha} + \Sigma_{e\beta} + 2\Sigma_\delta - 2\Sigma. \quad (4.10)$$

У табл. 4.2 наведено результати дисперсійного аналізу спрощеної моделі (4.8), випадковий залишок якої є фіктивним (визначає суму Σ_e^f у рівнянні (4.7)) [65].

Таблиця 4.2

Результати дисперсійного аналізу спрощеної моделі (4.8)

Джерело мінливості	Число ступенів свободи	Сума квадратів відхилень
Основний фактор Z	$k_Z = g - 1$	$\bar{\Sigma}_\delta = \Sigma_\delta / k_Z$
Додатковий фактор K_α	$k_\alpha = l - 1$	$\bar{\Sigma}_\alpha = \Sigma_\alpha / k_\alpha$
Додатковий фактор K_β	$k_\beta = l - 1$	$\bar{\Sigma}_\beta = \Sigma_\beta / k_\beta$
Взаємодія ZK_α	$k_{\delta\alpha} = (g - 1)(l - 1)$	$\bar{\Sigma}_{\delta\alpha} = \Sigma_{\delta\alpha} / k_{\delta\alpha}$
Взаємодія ZK_β	$k_{\delta\beta} = (g - 1)(l - 1)$	$\bar{\Sigma}_\delta = \Sigma_{\delta\beta} / k_{\delta\beta}$
Залишок	$k_e = N - g(2l - 1)$	$\bar{\Sigma}_e = \Sigma_e^f / k_e$
Загальний	$k = N - 1$	$\bar{\Sigma} = \Sigma / k$

4.3.2 Аналіз властивостей спрощеної моделі впливу на показник колориметричного контролю

Проведемо аналіз спрощеної моделі (4.2). Ця модель, що використовується для результатів спостережень значень K_{abcv} інформаційного параметру K займає проміжне положення між моделлю (4.1) та моделями (4.3) і (4.4). З (4.9) випливає, що залишкова сума спрощеної моделі (4.10) менше ніж залишкові суми моделей (4.3) та (4.4). Це говорить про підвищену точність такої моделі у порівнянні з моделями перехресної класифікації (4.3) і (4.4).

З табл. 4.2 можна зробити висновок про те, що число ступенів свободи залишкової суми Σ_e^f зменшується з підвищенням числа g груп (по рівням

параметру колориметричного контролю Z) та числа l підгруп (по рівню додаткових факторів, що впливають K_α, K_β).

Напишемо k_e із табл. 4.2 у вигляді:

$$k_e = N - gl \left(2 - \frac{g}{l} \right). \quad (4.11)$$

Із співвідношення (4.11) видно, що число ступенів свободи тим більше, при $g \cdot l = const$, чим більше співвідношення g/l .

Такий висновок дає змогу планувати число груп та підгруп у таблицях вихідних даних моделей (4.3) і (4.4). Число g груп (піддіапазонів вимірювання параметру K колориметричного контролю Z) бажано збільшувати, а число підгруп бажано зменшити, зводячи l до мінімуму. Це дасть змогу підвищити число ступенів свободи залишкової суми Σ_e^f .

Головною перевагою спрощеної моделі є можливість одночасної перевірки гіпотези H_0 : вплив факторів Z, K_α, K_β на інформаційний показник K . Він є відсутнім, тому $H_0: \delta_h = \dots = \delta_g = 0$ [65].

Складові цієї основної гіпотези мають вид:

$$H_0^\alpha : \alpha_h = \dots = \alpha_l = 0;$$

$$H_0^\beta : \beta_h = \dots = \beta_l = 0;$$

$$H_0^{\delta\alpha} : (\delta\alpha)_h = \dots = (\delta\alpha)_{gl} = 0;$$

$$H_0^{\delta\beta} : (\delta\beta)_h = \dots = (\delta\beta)_{gl} = 0.$$

Перевірка перелічених гіпотез по відношенням відповідних середніх квадратів $(\bar{\Sigma}_\delta, \bar{\Sigma}_\alpha, \bar{\Sigma}_\beta, \bar{\Sigma}_{\delta\alpha}, \bar{\Sigma}_{\delta\beta})$ до середнього залишкового квадрату $\bar{\Sigma}_e$ із подальшим порівнянням отриманих F – статистик із відповідними відсотковими точками для F – розподілів [65].

Дана перевага спрощеної моделі (4.8) дає можливість оцінити кількість очікуваної інформації про рівні параметру колориметричного контролю Z для інформаційного показника K при урахуванні рівнів як факторів, що впливають так і їх взаємодії [3; 65; 113].

$$I = \log \sqrt{1 + \left(\frac{\sigma_K}{\sigma_{\Delta K}} \right)^2}, \quad (4.12)$$

де $\sigma_K^2 = \bar{\Sigma}_\delta$, а $\sigma_{\Delta K}^2$ – є функцією суми квадратів відхилень $(\bar{\Sigma}_\delta, \bar{\Sigma}_\alpha, \bar{\Sigma}_\beta, \bar{\Sigma}_{\delta\alpha}, \bar{\Sigma}_{\delta\beta}, \bar{\Sigma}_e^f)$ у табл. 4.1 та табл. 4.2.

Зведемо у табл. 4.3 рівняння для розрахунку $\sigma_{\Delta K}^2$ для спрощеної моделі при різних сполученнях факторів, що впливають на інформаційний показник K .

Таблиця 4.3

Розрахункові співвідношення

Факторні впливи	$\sigma_{\Delta K}^2$
Додатковий фактор K_α	$\Sigma_\beta + \Sigma_{\delta\alpha} + \Sigma_{\delta\beta} + \Sigma_e^f / k_\beta + k_{\delta\alpha} + k_{\delta\beta} + k_e$
Додатковий фактор K_β	$\Sigma_\alpha + \Sigma_{\delta\alpha} + \Sigma_{\delta\beta} + \Sigma_e^f / k_\alpha + k_{\delta\alpha} + k_{\delta\beta} + k_e$
K_α, K_β	$\Sigma_{\delta\alpha} + \Sigma_{\delta\beta} + \Sigma_e^f / k_{\delta\alpha} + k_{\delta\beta} + k_e$
$K_\alpha, K_\beta, ZK_\alpha$	$\Sigma_{\delta\beta} + \Sigma_e^f / k_{\delta\beta} + k_e$
$K_\alpha, K_\beta, ZK_\beta$	$\Sigma_{\delta\alpha} + \Sigma_e^f / k_{\delta\alpha} + k_e$
$K_\alpha, K_\beta, ZK_\alpha, ZK_\beta$	$\bar{\Sigma}_e$

Якщо нехтують урахуванням всіх факторів, що впливають (що відповідає отриманню інформації при багатофакторному впливі), то

$$\sigma_{\Delta K}^2 = \frac{\Sigma_\delta + \Sigma_\alpha + \Sigma_\beta + \Sigma_{\delta\alpha} + \Sigma_{\delta\beta} + \Sigma_e^f}{N - g - 2}. \quad (4.13)$$

4.3.3 Перевірка статистичних висновків при використанні спрощеної моделі факторного впливу при колориметричному контролі

Для перевірки статистичних висновків напишемо модель K_{abcv} (4.8) у вигляді однофакторної моделі односторонньої класифікації [64], коли вплив

додаткових факторів визначає тільки величину випадкового залишку h_{ad}

$$K_{ad} = \bar{K} + \delta_a + h_{ad}, \quad (4.14)$$

де $a = \overline{1, j}; h = \overline{1, n}; n = N/j$.

Величина j багатфакторних спостережень у кожній з n груп однакова.

Модель (4.14) у силу невизначеності рівнів параметру колориметричного контролю Z відноситься до моделей компонент дисперсій [65].

Використовуючи формальний аналіз моделі (4.14) [65] напишемо вираз повної суми квадратів відхилень Σ через суму двох доданків:

$$\Sigma_{\delta} = n \sum_{d=1}^g (\bar{K}_a - \bar{K})^2, \quad (4.15)$$

$$\Sigma_h = \sum_{a=1}^g \sum_{b=1}^n (K_{ab} - \bar{K}_a)^2. \quad (4.16)$$

Розглянемо відношення середніх квадратів для сум Σ_{δ} та Σ_h :

$$F = \frac{\Sigma_{\delta} / (j-1)}{\Sigma_h / (N-j)}. \quad (4.17)$$

Статистика F може бути використана для перевірки однієї з гіпотез:

$$H_0 : M[\bar{K}_1] = \dots = M[\bar{K}_g],$$

$$H_1 : M[\bar{K}_1] \neq \dots \neq M[\bar{K}_g].$$

З теорії [65] відомо, якщо статистичні висновки свідчать про справедливість основної гіпотези H_0 то параметр Z не впливає на зміну показника контролю K . Відомо, що показник K не несе інформацію про зміну рівнів параметру колориметричного контролю Z . Якщо справедлива гіпотеза H_1 , то показник K є інформативним по відношенню до параметра контролю Z . Рішення ξ_0 (справедлива гіпотеза H_0) та ξ_1 (справедлива гіпотеза H_1) приймають, порівнюючи статистику F із критичним значенням $F_{кр}$.

Умовні щільності розподілу ймовірності статистики F являють собою лінійно перетворену випадкову величину із центральним $F_{g-1, N-g}$

розподілом[65]:

$$f(F/H_0) \approx F_{g-1, N-g}, \quad (4.18)$$

$$f(F/H_1) \approx \left(1 + n \frac{\sigma_\delta^2}{\sigma^2}\right) \cdot F_{g-1, N-g}. \quad (4.19)$$

Дисперсії σ_δ^2 та σ^2 відносяться до випадкових відхилень δ_a і h_{ad} відповідно у моделі (4.14).

Дисперсію σ_δ^2 можна розписати як суму

$$\sigma_\delta^2 = \sigma_Z^2 + \sigma_R^2, \quad (4.20)$$

де σ_Z^2 – дисперсія параметру контролю Z , що зумовлена невизначеністю його значень у діапазоні вимірювань X_Z ;

σ_R^2 – дисперсія результату вимірювання значень параметру колориметричного контролю Z , що зумовлена невизначеністю відтворення значень Z технічними засобами контролю, тобто це дисперсія результату вимірювань.

Таким чином, якщо показник контролю K чутливий до зміни рівня параметра колориметричного контролю Z у всьому діапазоні його вимірювань, то статистика F буде характеризуватися щільністю розподілу (4.19) для всіх рівнів вимірювання показника Z .

Виходячи з отриманих результатів, розглянемо завдання одностороннього тестування параметру Z у рамках виконання альтернативної гіпотези H_1 . Цю гіпотезу необхідно представити як складну, що перевіряє відповідність між дійсним значенням δ параметра колориметричного контролю Z і контрольним значенням δ_0 :

$$H_1^0 : \delta \leq \delta_0 \text{ (параметр } Z \text{ у нормі);}$$

$$H_1^1 : \delta > \delta_0 \text{ (параметр } Z \text{ не у нормі).}$$

Це повинно відповідати вибору рішення:

$$\xi_0 : F \leq F_{кр}, \quad (4.21)$$

$$\xi_1: F > F_{кр}. \quad (4.22)$$

Введемо позначення, що p_1 та p_2 це ймовірності помилок першого та другого роду [109]:

$$p_1 = P(\xi_1/\delta \leq \delta_0), \quad (4.23)$$

$$p_2 = P(\xi_0/\delta > \delta_0). \quad (4.24)$$

Ймовірність вибору рішень ξ_0, ξ_1 відповідно визначаються:

$$P[F > F_{кр}] \geq 1 - p_2, \quad (4.25)$$

$$P[F > F_{кр}] \leq p_1. \quad (4.26)$$

Оскільки F має розподіл (4.19), то з (4.25) і (4.26) витікає:

$$\begin{cases} P[F_{g-1, N-g} > F_{кр} (1 + n\gamma_1^2)^{-1}] \geq 1 - p_2; \\ P[F_{g-1, N-g} > F_{кр} (1 + n\gamma_0^2)^{-1}] > p_1, \end{cases} \quad (4.27)$$

$$\text{де } \begin{cases} \gamma_1^2 = \frac{\sigma_Z^2 + \sigma_R^2}{\sigma^2}; \\ \gamma_0^2 = \frac{\sigma_R^2}{\sigma^2}. \end{cases} \quad (4.28)$$

Із (4.27) можна знайти $F_{кр}$, що задовольняє обом цим співвідношенням.

Для цього треба, щоб виконувалась умова

$$\frac{F_{g-1, N-g, 1-p_1}}{F_{g-1, N-g, p_2}} \leq \frac{1 + n\gamma_1^2}{1 + n\gamma_0^2}. \quad (4.29)$$

Чисельник і знаменник лівої частини нерівності (4.29) це $(1 - p_1)$ та p_2 відсоткові точки центрального F – розподілу з $(g - 1)$ та $(N - g)$ ступенями свободи [65].

Зазначимо, що (4.29) відповідає нерівності

$$\frac{\chi_{g-1, 1-p_1}^2}{\chi_{g-1, p_2}^2} \leq \frac{\gamma_1^2}{\gamma_0^2}, \quad (4.30)$$

де $\chi_{g-1, 1-p_1}^2, \chi_{g-1, p_2}^2$ – відсоткові точки центрального χ^2 розподілу із $(g - 1)$

ступенями свободи [65].

Із (4.30) витікає, що по заданому числу рівнів g параметру колориметричного контролю Z (груп результатів спостережень параметру K моделі (4.14)) та заданому співвідношенню $\gamma_1^2/\gamma_0^2 = \Theta$ можливо оцінити достовірність прийняття рішень ξ_0 та ξ_1

$$A = 1 - \frac{p_1 + p_2}{2}, \quad (4.31)$$

зафіксувавши, наприклад, величину p_1 (критерій Наймена – Пірсона) та розрахувавши p_2 , як інтервал [3,114]:

$$p_2 = \frac{1}{2^{\frac{g-1}{2}} \cdot \Gamma\left(\frac{g-1}{2}\right)} \int_0^{z_{min}} \chi^{\left(\frac{g-1}{2}-1\right)} \cdot e^{-\frac{\chi}{2}} d\chi, \quad (4.32)$$

де $z_{min} = \chi_{g-1, 1-p_1}^2 / \Theta$;

$\Gamma\left(\frac{g-1}{2}\right)$ – гама-функція [116].

Відношення Θ визначають із (4.28):

$$\Theta = 1 + \frac{\sigma_R^2}{\sigma^2}. \quad (4.33)$$

4.4 Застосування коваріаційного аналізу для визначення факторного впливу на функціональне перетворення параметра контролю при колориметричному дослідженні

4.4.1 Особливості коваріаційного аналізу

Дисперсійний аналіз можна визначити як параметричний, статистичний метод, призначений для оцінки впливу різних категоріальних предикторів (факторів) на результат експерименту, а також для подальшого планування експериментів [117].

На відміну від дисперсійного та регресійного аналізу коваріаційний аналіз ставить собі за мету дослідити характер взаємозв'язку між залежною величиною – відгуком і набором кількісних і якісних незалежних величин – предикторів і побудувати регресійну модель, тобто він є як би синтезом регресійного і дисперсійного аналізу. Незалежні кількісні змінні, що відносяться до інтервальної шкали або до шкали відносин (метричної), називаються коваріатами. Якщо в дисперсійному аналізі оцінюється ступінь випадкової мінливості відгуку з боку ефектів – категоріальних предикторів і їх комбінацій, то у коваріаційному аналізі оцінюється ступінь мінливості відгуку також і з боку безперервних предикторів, званих коваріатами. Відносно коваріат робляться припущення про те, що вони поряд з ефектами обумовлюють деяку частку варіації (мінливості) залежної змінної. Якщо ступінь мінливості відгуку від коваріат велика, то робимо висновок про статистично значущий вплив коваріат на відгук [117].

У дисертаційній роботі будемо розглядати вимірювальне перетворення параметра колориметричного контролю Z у значення показника контролю K у формі лінійної регресійної моделі

$$\hat{K} = y + k \cdot Z. \quad (4.34)$$

Коефіцієнти y і k даної моделі є випадковими величинами, математичні очікування яких є невідомими функціями рівнянь факторів, що впливають.

Побудуємо табл. 4.4 вихідних даних для моделі (4.5) перехресних класифікацій при одному факторі, що впливає K_1 , інформаційному показнику K та параметрі Z .

Таблиця 4.4

Вихідні дані

Параметр контролю Z	Рівні фактору, що впливає K_1					
	1	2	...	d	...	l
Z_{1dm}	K_{11m}	K_{12m}	...	K_{1dm}	...	K_{1lm}
Z_{2dm}	K_{21m}	K_{22m}	...	K_{2dm}	...	K_{2lm}
Z_{adm}	K_{adm}
Z_{gdm}	K_{g1m}	K_{g2m}	...	K_{gdm}	...	K_{gdm}

Примітка:

$m = \overline{1, n}$ – індекс нумерації у середині комірок;

індекси a та d задають рівні, відповідно, параметра, що контролюється та фактору, що впливає.

З метою проведення аналізу взаємозв'язку та міжгрупової мінливості величин Z та K_1 використаємо модель дисперсійного аналізу у формі лінійної регресії виду (4.34), побудованої по парним значенням (Z_{adm}, K_{adm}) спостережень для усіх комірок табл. 4.4. Кількість стовбців зводимо до мінімуму.

Будуємо для кожної з комірок табл.4.4 S регресії ($S = g \cdot l$):

$$\hat{K}_{adm} = y_{ad} + k_{ad} \cdot Z_{adm}. \quad (4.35)$$

Кожна з регресій будується по n парним значенням (Z_{adm}, K_{adm}) .

Відповідно до [65; 71] існує лінійна, порядку $2(k-1)$ гіпотеза, що передбачає повний збіг усіх k регресій (4.35) та їх тотожність регресії (4.34).

$$H_0 : y_{1d} = \dots = y_{a1} = \dots = y_{ad} = y; k_{1d} = \dots = k_{a1} = \dots = k_{ad} = k.$$

Із [65,71] відомо, що повне розкладання суми Σ квадратів відхилень усіх N значень \hat{K}_{adm} від загального середнього \bar{K} містить п'ять складових:

$$\Sigma = \Sigma_{\delta} + \Sigma_{\alpha\beta} + \Sigma_{\alpha} + \Sigma_{\beta} + \Sigma_e. \quad (4.36)$$

Результати дисперсійного аналізу лінійної регресії (4.35) у відповідності до розкладання (4.36) зведено до табл. 4.5. Такий аналіз і називають коваріаційним [65; 71].

Використовуючи табл. 4.5 є можливість представити результат K_{adm} вимірювання значень показника контролю K у формі функціональної моделі односторонньої класифікації при двомірних спостереженнях:

$$K_{adm} = \bar{K} + L_{\delta}(Z_{adm} - \bar{Z}) + (L_r - L_u)(\bar{Z}_{ad} - \bar{Z}) + \phi_{ad} + \eta_{ad} + \mu_{ad}. \quad (4.37)$$

Результати коваріаційного аналізу

Джерело мінливості	Число ступенів свободи	Сума квадратів відхилень
Параметр Z	$k_{\delta} = 1$	$\Sigma_{\delta} = \Psi_{\delta} L_{\delta}$
Середньозважений кутовий коефіцієнт у порівнянні із внутрішньо груповим кутовим коефіцієнтом	$k_{\alpha\beta} = 1$	$k_{\alpha\beta} = \frac{\Psi_r \cdot \Psi_u}{\Psi_{\delta}} (L_r - L_u)^2$
Відносна лінійна регресія групових середніх	$k_{\alpha} = g - 2$	$\Sigma_{\alpha} = n \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l [\bar{K}_{ad} - \bar{K} - L_u (\bar{Z}_{ad} - \bar{Z})]^2$
Між кутовими коефіцієнтами усередині групи	$k_{\beta} = g - 1$	$\Sigma_{\beta} = \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l \Psi_{ad} (L_{ad} - L_r)^2$
Залишок	$k_e = N - 2g$	$\Sigma_e = \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l \sum_{m=1}^n [K_{adm} - \bar{K}_{ad} - L_{ad} (Z_{adm} - \bar{Z}_{ad})]^2$
Загальний	$k = N - 1$	$\Sigma = \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l \sum_{m=1}^n (K_{adm} - \bar{K})^2$

Примітка до табл. 4.5:

$$\Psi_{\delta} = \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l \sum_{m=1}^n (Z_{adm} - \bar{Z})^2; \Psi_u = n \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l (Z_{ad} - \bar{Z})^2; \Psi_r = \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l \sum_{m=1}^n (Z_{adm} - \bar{Z}_{ad})^2;$$

\bar{Z}, \bar{Z}_{ad} – загальні середні та групові середні значення параметру контролю Z ;

\bar{K}, \bar{K}_{ad} – загальні середні та групові середні значення показника контролю K ;

L_{ad} – оцінки кутових коефіцієнтів k_{ad} ;

$$\Psi_{ad} = \sum_{m=1}^n (Z_{adm} - \bar{Z}_{ad})^2; L_r = \Psi_r^{-1} \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l \Psi_{ad} \cdot L_{ad};$$

$$L_u = \Psi_u^{-1} \cdot n \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l (\bar{Z}_{ad} - \bar{Z})(\bar{K}_{ad} - \bar{K}); L_{\delta} = \Psi_{\delta}^{-1} \cdot (\Psi_r L_r + \Psi_u L_u).$$

Співвідношення між складовими правої частини (4.36) та відхиленнями правої частини моделі (4.37) зведемо у табл. 4.6.

**Відповідність елементів функціональної моделі і
суми квадратів відхилень**

Сума квадратів	Відхилення
Σ_{δ}	$L_{\delta} \cdot (Z_{adm} - \bar{Z})$
$\Sigma_{\alpha\beta}$	$(L_r - L_u) \cdot (Z_{ad} - \bar{Z})$
Σ_{α}	ϕ_{ad}
Σ_{β}	η_{ad}
Σ_e	μ_{ad}

Для оцінювання впливу фактору K_1 на групові регресії (4.35) потрібно розділити його вплив на дві складові [3,65,71]:

- вплив на кутові коефіцієнти k_{ad} ;
- вплив на вільні члени групових регресій y_{ad} .

При цьому форма коваріаційного аналізу залежить від прямої моделі впливу на параметри k_{ad} і y_{ad} :

$$1. K_{adm} = y_{ad} + L(Z_{adm} - \bar{Z}) + \mu_{ad}, \quad (4.38)$$

$$2. K_{adm} = y_{ad} + L_{ad}(Z_{adm} - \bar{Z}) + \mu_{ad}. \quad (4.39)$$

Модель 2 більш відповідає випадку великої апріорної невизначеності параметра контролю, коли

$$k_{1d} \neq \dots \neq k_{a1} \neq \dots \neq k_{ad}. \quad (4.40)$$

Для моделі 1 маємо:

$$k_{1d} = \dots = k_{a1} = \dots = k_{ad}. \quad (4.41)$$

Для кожної із моделей є можливість перевірити гіпотезу про вплив факторів на вільні члени групових регресій [65].

$$H_0^y : y_{1d} = \dots = y_{a1} = \dots = y_{ad}. \quad (4.42)$$

Якщо гіпотеза не підтверджується, то має місце факторний вплив на адитивну складову похибки вимірювання параметра колориметричного контролю Z .

Вплив на мультиплікативну складову похибки вимірювання можливий,

якщо не виконується гіпотеза

$$H_0^k : k_{1d} \neq \dots \neq k_{ad} \neq \dots \neq k_{ad} . \quad (4.43)$$

Для того, щоб перевірити гіпотези будемо використовувати вирази для F - статистик, що наведено в табл. 4.7.

Таблиця 4.7

Тестові статистики

№	H_0^y	H_0^k
1	$F_{g-1, N-g-1}^y = \left(\frac{\Sigma_{\alpha\beta} + \Sigma_{\beta}}{\Sigma_e + \Sigma_{\alpha}} \right) \cdot \left(\frac{N-g-1}{g-1} \right)$	$F_{g-1, N-2g}^k = \frac{\Sigma_{\beta}}{\Sigma_e} \cdot \left(\frac{N-2g}{g-1} \right)$
2	$F_{g-1, N-2g}^y = \left(\frac{\Sigma_{\delta} + \Sigma_{\alpha\beta} + \Sigma_{\alpha} + \Sigma_{\beta} - \Sigma_{\varphi}}{\Sigma_e} \right) \cdot \left(\frac{N-2g}{g-1} \right)$	

Примітка до табл. 4.7:

$$\Sigma_{\varphi} = \Psi_{\delta} \sum_{a=1}^g \sum_{d=1}^l \left[\frac{\sum_{m=1}^n (Z_{adm} - \bar{Z}) \cdot (K_{adm} - \bar{K})}{\sum_{m=1}^n (Z_{adm} - \bar{Z})^2} \right]. \quad (4.44)$$

Для оцінювання кількості очікуваної інформації про рівні параметра контролю Z необхідно використати одну з двох F – статистик [65]:

1) при багатофакторному впливі на показник контролю K не враховуючи фактори, що впливають:

$$F_0^{yk} = \frac{\Sigma_{\delta}(N-2)}{\Sigma_{\alpha\beta} + \Sigma_{\alpha} + \Sigma_{\beta} + \Sigma_e}, \quad (4.45)$$

2) при врахуванні усіх факторів, що впливають:

$$F_0 = \frac{\Sigma}{\Sigma_e} (N-2g). \quad (4.46)$$

Якщо потрібно отримати інформацію про рівні впливу на коефіцієнти y_{ad} та k_{ad} моделі (4.35), то слід використовувати табл. 4.7.

Кількість інформації по варіантам впливу отримують з рівняння (4.12)

замінивши відношення $\frac{\sigma_K}{\sigma_{\Delta K}}$ на відповідну F – статистику [71].

Для оцінювання достовірності висновків про факторні впливи на перетворення параметра контролю, слід враховувати, що метрологічна невизначеність впливає на адитивний зсув функції перетворення, тому для оцінювання відношення дисперсій рівняння (4.33) слід використовувати модель 2 ($F_{g-1, N-2g}^y$) [3].

4.5 Оцінювання інформативності показників при колориметричному контролі з використанням моделей дискримінантного аналізу

4.5.1 Основні положення дискримінантного аналізу

Дискримінантний аналіз – це статистичний метод вирішення завдань розрізнення (дискримінації) об’єктів спостереження за сукупністю ознак. Всі процедури дискримінантного аналізу можна розбити на дві групи. Перша група процедур дозволяє інтерпретувати відмінності між існуючими класами, друга – проводити класифікацію нових об’єктів в тих випадках, коли невідомо заздалегідь, до якого з існуючих класів вони належать [68].

Моделі дискримінантного аналізу використовують при односторонньому параметричному контролі при відомих ймовірностях першого та другого роду [3,109]. Статистикою тестування є відношення максимальної правдоподібності, що мінімізує повну ймовірність помилки контролю [3].

Повна ймовірність такої оцінки складається із ймовірностей помилок p_1 і p_2 та апіорних ймовірностей належності параметра контролю Z області припустимих значень ε та області критичних значень μ .

$$\hat{P} = P_A^{(1)} p_1 + P_A^{(2)} p_2, \quad (4.47)$$

де $P_A^{(1)}$ та $P_A^{(2)}$ – апріорні ймовірності належності параметра контролю Z області припустимих значень ε та області критичних значень μ [118].

Розглянемо гіпотези, що необхідно перевірити:

$$\begin{cases} H_0 : Z = Z_0 \\ H_1 : Z = Z_1, (Z_1 < Z_0) \text{ або } (Z_1 > Z_0) \end{cases} \quad (4.48)$$

Будемо розглядати показник контролю K , що характеризує один з двох можливих станів об'єкту колориметричного контролю [118]:

$$\begin{aligned} G_0 : Z \in (z_{min}, z_0); \\ G_1 : Z \in (z_0, z_{max}). \end{aligned}$$

Ширину діапазону вимірювань значень z_a , $a = \overline{1, N}$ визначимо як

$$W_z = z_{max} - z_{min}.$$

Тоді гіпотеза (4.48) приймає вигляд:

$$\begin{cases} H_0 : Z = \bar{z}_0; \\ H_1 : Z = \bar{z}_1, \end{cases} \quad (4.49)$$

де

$$\begin{aligned} \bar{z}_0 &= M[Z/z_a \in (z_{min}, z_0)]; \\ \bar{z}_1 &= M[Z/z_a \in (z_0, z_{max})]. \end{aligned}$$

Апріорні ймовірності гіпотез H_0 і H_1 будемо вважати однаковими, що відповідає випадку коли $P_A^{(1)} = P_A^{(2)} = 0,5$ [118].

Знайдемо вираз для кількості інформації, що отримаємо під час вимірювального колориметричного контролю станів G_0 та G_1 при використанні показника K .

Зробимо таке припущення, що $m = 2$ – число станів об'єкту контролю, тоді вихідна ентропія значень показника колориметричного контролю K

$$\begin{aligned} \bar{k}_0 &= M[K/Z = \bar{z}_0]; \\ \bar{k}_1 &= M[K/Z = \bar{z}_1]. \end{aligned}$$

визначається за формулою Шинона [119]

$$H_1 = \sum_{b=1}^m P_b \log P_b. \quad (4.50)$$

Залишкова ентропія значень показника колориметричного контролю K після проведення вимірювань дорівнює [113]:

$$H_{c/b} = - \sum_{b=1}^m \sum_{c=1}^m P_{bc} \log \frac{P_{bc}}{P_c}, \quad (4.51)$$

$$b = \begin{cases} 1, & \text{якщо } Z = \bar{z}_0; \\ 2, & \text{якщо } Z = \bar{z}_1, \end{cases}$$

$$c = \begin{cases} 1, & \text{якщо } K = \bar{k}_0; \\ 2, & \text{якщо } K = \bar{k}_1, \end{cases}$$

де P_{bc} – ймовірність випадку коли настануть дві події $Z = z_b$ та $K = \bar{k}_c$;

P_c – ймовірність випадку коли $K = \bar{k}_c$.

Враховуючи, що кількість очікуваної інформації $I = H_1 - H_{c/b}$ та, що

$$\sum_{b=1}^m P_b = \sum_{b=1}^m \sum_{c=1}^m P_{bc}, \text{ отримаємо:}$$

$$I = \sum_{b=1}^m \sum_{c=1}^m P_{bc} \log \frac{P_{bc}}{P_b \cdot P_c}. \quad (4.52)$$

Для прийняття моделі альтернативного тестування параметру колориметричного контролю Z по вимірним значенням показника K , тестовою статистикою буде вважатися відношення максимальної правдоподібності [66, 120]

$$Q = \frac{f(K/Z = \bar{z}_0)}{f(K/Z = \bar{z}_1)}. \quad (4.53)$$

У чисельнику та знаменнику стоять одномірні функції правдоподібності, що є тотожні умовним щільностям розподілу ймовірностей значень показника колориметричного контролю K .

Використовуючи набір рішень

$$\xi_0 : Z = \bar{z}_0 \text{ якщо } Q \geq 1,$$

$$\xi_1 : Z = \bar{z}_1 \text{ якщо } Q < 1,$$

умовні щільності розподілу статистики Q , визначимо ймовірності помилок першого та другого родів наступним чином:

$$p_1 = \int_{Z \in \mu} f(Q/Z = \bar{z}_0) \partial Q, \quad (4.54)$$

$$p_2 = \int_{Z \in \varepsilon} f(Q/Z = \bar{z}_1) \partial Q. \quad (4.55)$$

У такому випадку, враховуючи, що $P_b = P_c = 0,5$ для усіх b і c , та, що $P_{11} = 0,5 \cdot (1 - p_1)$; $P_{12} = 0,5 \cdot p_1$; $P_{21} = 0,5 \cdot p_2$; $P_{22} = 0,5 \cdot (1 - p_2)$, отримаємо, використовуючи (4.52), вираз для оцінки кількості очікуваної інформації про значення параметру колориметричного контролю Z по виміряним значенням показника K

$$I = 1 + 0,5[p_1 \log p_1 + p_2 \log p_2 + (1 - p_1) \log (1 - p_1) + (1 - p_2) \log (1 - p_2)]. \quad (4.56)$$

Рівняння (4.56) вказує на те, що I підвищується від 0 до 1, якщо p_1 і p_2 відповідно зменшуються від 0,5 до 0, причому

$$I = \begin{cases} 0, & \text{якщо } p_1 = p_2 = 0,5; \\ 1, & \text{якщо } p_1 = p_2 = 0. \end{cases}$$

Таким чином рівняння (4.56) може бути використано для ранжирування показників колориметричного контролю K_1, K_2, K_3 за інформативністю (за ступенем зменшення кількості очікуваної інформації про рівні \bar{z}_0 або \bar{z}_1 показника колориметричного контролю Z).

Оцінки ймовірностей p_1 і p_2 для кожного з показників колориметричного контролю знаходять використовуючи дискримінацію при нормальному законі розподілу по оцінках умовних середніх ϑ_0, ϑ_1 та умовних дисперсій σ_0^2 та σ_1^2 показника контролю та обраної одновимірної моделі дискримінантної функції [3; 68].

Для лінійної дискримінантної функції ($\sigma_0^2 = \sigma_1^2 = \sigma^2$) [3; 121].

$$\hat{p}_1 = \hat{p}_2 = 1 - \Phi\left(\lambda = \frac{|\hat{g}_0 - \hat{g}_1|}{2\sqrt{\hat{\sigma}^2}}\right),$$

де $\hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{\sigma}_0^2 + \hat{\sigma}_1^2}{2}$;

$\Phi(\cdot)$ – інтеграл ймовірності [65,71];

\hat{p}_1, \hat{p}_2 – оцінки ймовірностей помилок.

Для квадратичної дискримінантної функції ($\hat{\sigma}_0^2 \neq \hat{\sigma}_1^2$) [3,121]

$$\hat{p}_1 = \begin{cases} \Phi(\lambda_1) - \Phi(\lambda_2), & \text{якщо } \hat{\sigma}_0^2 > \hat{\sigma}_1^2; \\ 1 - \Phi(\lambda_1) + \Phi(\lambda_2), & \text{якщо } \hat{\sigma}_0^2 < \hat{\sigma}_1^2. \end{cases} \quad (4.57)$$

$$\hat{p}_2 = \begin{cases} 1 + \Phi(\lambda_3) - \Phi(\lambda_4), & \text{якщо } \hat{\sigma}_0^2 > \hat{\sigma}_1^2; \\ 1 - \Phi(\lambda_4) - \Phi(\lambda_3), & \text{якщо } \hat{\sigma}_0^2 < \hat{\sigma}_1^2. \end{cases} \quad (4.58)$$

Значення $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$ визначаються із рівнянь:

$$\lambda_1 = \frac{x_2 - \hat{g}_0}{\sqrt{\hat{\sigma}_0^2}}; \lambda_2 = \frac{x_1 - \hat{g}_0}{\sqrt{\hat{\sigma}_0^2}}; \lambda_3 = \frac{x_1 - \hat{g}_1}{\sqrt{\hat{\sigma}_1^2}}; \lambda_4 = \frac{x_2 - \hat{g}_1}{\sqrt{\hat{\sigma}_1^2}},$$

де $\hat{g}_0, \hat{g}_1, \hat{\sigma}_0^2, \hat{\sigma}_1^2$ – оцінки умовних моментів показника K ;

Величини x_1, x_2 визначаються наступним чином:

$$x_1 = \frac{a - c}{b}; \quad x_2 = \frac{a + c}{b};$$

$$a = \frac{\hat{g}_0}{\hat{\sigma}_0^2} - \frac{\hat{g}_1}{\hat{\sigma}_1^2}; \quad b = \frac{1}{\hat{\sigma}_0^2} - \frac{1}{\hat{\sigma}_1^2};$$

$$c = \sqrt{a^2 - b \cdot \left(\frac{\hat{g}_0^2}{\hat{\sigma}_0^2} - \frac{\hat{g}_1^2}{\hat{\sigma}_1^2} + \ln \frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}_1^2} \right)}.$$

Таким чином, отримане рівняння (4.56) дозволяє провести розрахунок кількості очікуваної вимірювальної інформації про рівень параметру колориметричного контролю Z для кожного з трьох обраних показників контролю, а саме температури, вологості та освітленості, та ранжувати ці

показники у порядку зменшення кількості цієї інформації.

Висновки до розділу 4

У розділі отримані наступні результати:

1. Зроблено аналіз та запропонована спрощена модель перехресних класифікацій, що враховує ефекти одночасної взаємодії трьох факторів (температури, вологості, освітленості) на результат вимірювання одиничного показника колориметричного контролю (жовтизна зерна пшениці); проведено її дослідження.

2. Визначені обмеження на кількість рівнів основного параметра контролю та факторів, що впливають на результат колориметричного контролю при заданій метрологічній невизначеності параметра контролю.

3. У ході дослідження отримані рівняння для оцінювання достовірності статистичних висновків про інформаційну значимість показників колориметричного контролю для спрощеної моделі перехресної класифікації.

4. Отримані аналітичні співвідношення, що дають змогу оцінити кількість інформації для кожного з показників колориметричного контролю при факторному впливі на лінійну функцію перетворення цих показників.

5. Розглянуті основні положення дискримінантного аналізу та запропоновано моделі для оцінювання кількості інформації по ймовірностям помилок першого та другого роду від параметру контролю; представлені рівняння, що дозволяють ранжувати показники за зменшенням їх чутливості до зміни рівнів параметра колориметричного контролю.

РОЗДІЛ 5

ОЦІНЮВАННЯ СТАНДАРТНИХ НЕВИЗНАЧЕНОСТЕЙ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИМІРЮВАНЬ ОТРИМАНИХ ЗА ДОПОМОГОЮ ЕЛЕКТРОННОГО КОЛОРИМЕТРА

У роботі [114] зазначено, що практична корисність будь-якого вимірювання визначається зазначенням його похибки, тобто кількісної характеристики відхилення результату вимірювання від істинного значення вимірюваної фізичної величини. Виникнення похибок вимірювань обумовлено впливом різноманітних за фізичною природою факторів, що супроводжують вимірювання. Традиційний аналітичний підхід до визначення похибок полягає в поділі їх на складові, кожна з яких зумовлена певними факторами. Це дозволяє досліджувати джерела складових похибки, проводити необхідні експерименти, в тому числі допоміжні вимірювання, і, як наслідок, визначити властивості похибки та з необхідною точністю оцінити її складові. Знаючи властивості й оцінки складових, можна правильно урахувати їх при оцінці повної похибки, а також при необхідності ввести поправку в результат вимірювання й (або) організувати вимірювальний експеримент так, щоб звести окремі складові, а з ними й повну похибку до допустимого значення. Для підвищення об'єктивності оцінки похибок вимірювань і визначення шляхів їх зменшення, з метою покращення якості вимірювань, необхідно знати джерела (причини) виникнення різних складових повної похибки вимірювань і закономірності їх змінювання.

Випадкова похибка – це складова похибки вимірювань, що змінюється випадково (непередбачено за значенням і знаком) при повторних вимірюваннях того самого розміру фізичної величини, проведених з однаковою старанністю [114].

Поява випадкових похибок зумовлена в основному дією на метрологічні характеристики засобів вимірювальної техніки (ЗВТ), великої

кількості внутрішніх і зовнішніх факторів, що змінюються випадково, тобто випадкові похибки є, як правило, інструментальними. Крім того, випадкову похибку може вносити і недосвідчений оператор, який не володіє стійкими навичками відліку показів аналогових вимірювальних приладів.

У силу непередбаченості випадкова складова похибки не може бути виключена з результату вимірювання, але вона може бути зменшена при статистичній обробці багаторазових спостережень.

Окремий вид випадкових похибок складають грубі похибки. До них належать ті похибки, реальні значення яких істотно перебільшують очікувані значення, відповідні основним компонентам процесу вимірювання (застосуванням методу і засобів вимірювальної техніки, а також умовам вимірювання). Причинами грубих похибок є помилки оператора, несправність і неправильне застосування ЗВТ, короткочасні і різкі змінювання умов вимірювання, наприклад, короткочасна втрата живлення в будь-якому електричному колі, збій від імпульсних завад, механічний удар та ін. Результат вимірювання, який одержаний з надмірними похибками, називають промахом (або аномальним результатом вимірювання). Промахи настільки очевидні, що є досить помітними для досвідченого оператора на етапі попереднього аналізу результатів вимірювань. Вони повинні бути обов'язково вилучені з подальшого розгляду.

Систематична похибка – це складова похибки вимірювання, яка при повторних вимірюваннях того самого розміру фізичної величини залишається постійною або змінюється за певним законом [114].

Систематичні похибки за причинами, що їх викликають, можуть бути методичними, інструментальними і суб'єктивними. Окремі інструментальні похибки ЗВТ, будучи систематичними для конкретного зразка ЗВТ, переходять у розряд випадкових для групи однакових ЗВТ, наприклад, неточність градуювання їх шкал. Це стосується і методичних похибок вимірювань.

За характером змінювання від вимірювання до вимірювання

розрізняють постійні і змінні систематичні похибки вимірювань.

Невизначеність вимірювань – це параметр, зв'язаний з результатами вимірювань, який характеризує розсіяння значень, що можуть бути обґрунтовано приписані вимірюваній величині [114].

Отже, невизначеність вимірювань означає сумнів відносно вірогідності результатів вимірювань. Для кількісного представлення пропонується три її види: стандартна невизначеність (типи А і В), сумарна стандартна невизначеність і розширена невизначеність.

Стандартна невизначеність – це невизначеність результату прямих вимірювань, яка виражена через середнє квадратичне відхилення.

За способом обчислення і представлення розрізняють два типи стандартної невизначеності: тип А і тип В.

Стандартна невизначеність типу А – це невизначеність, яка обчислюється статистичними методами обробки результатів багаторазових вимірювань (спостережень).

Стандартна невизначеність типу В – це невизначеність, яка обчислюється за деякою апріорною інформацією: даними попередніх вимірювань величин, що входять в рівняння; даними вимірювань, що ґрунтуються на досвіді експериментатора або загальних знаннях про поведінку відповідних об'єктів і засобів вимірювальної техніки, даними їх повірки, атестування і калібрування; невизначеності констант і довідкових даних, тощо. Невизначеність усіх цих даних звичайно відображають границями відхилення результату вимірювання фізичної величини від оцінки її істинного значення. Тому невизначеність вимірювань типу В залежить від закону розподілу можливих значень вимірюваної величини.

Перш ніж переходити до оцінювання стандартних невизначеностей потрібно встановити закон розподілу випадкової величини.

У роботі [124] отримані залежності вихідної напруги зі схем каналів червоного, синього та зеленого фотодіодів електронного колориметру від яскравості світлового випромінювання, що віддзеркалювалося від зерен

пшениці при наступних початкових умовах: зерна пшениці розміщувалися на горизонтальній поверхні.

Для подальших досліджень використаємо отримані залежності вихідної напруги зі схем каналів червоного, синього та зеленого фотодіодів та позначимо їх $U_i, i = \overline{1, n}$, де n – число спостережень у серії. Результати спостережень вважаються незалежними й рівноточними (за умовами експерименту). У загальному випадку вони можуть містити систематичні й випадкові складові похибки вимірювань. Зазначено довірчу ймовірність $P = 0,96$ (або рівень значимості $\alpha = 0,04$) результатів вимірів. Задаємося $\Theta_\partial = \pm 0,9 \cdot \hat{\sigma}_{\bar{U}}$ виходячи з умов проведення експерименту. За результатами багаторазових спостережень визначимо найбільш достовірне значення вимірюваної фізичної величини і його довірчі границі, та запишемо результат вимірювання[124].

5.1 Методика перевірки гіпотези про закон розподілу

Складений критерій включає два незалежні критерії і використовується при перевірці гіпотези про нормальність розподілу вибірки результатів спостережень при їх кількості $10 \leq n \leq 50$. На відміну від критерію χ^2 , який є інтегральним (тобто він ґрунтується на перевірці інтегрального відхилення теоретичного й експериментального законів розподілу в усьому діапазоні результатів спостережень), складений критерій забезпечує перевірку відповідності поблизу центра розподілу (критерій I) і на краях розподілу (критерій II). Якщо хоча б один із двох критеріїв не задовольняється, то гіпотеза про нормальність розподілу результатів спостережень відкидається.

5.1.1 Канал червоного фотодіоду

1. З результатів спостережень U_i виключають систематичні складові

похибки, якщо можливо їх виявити. Одержують виправлені результати U_i серії спостережень.

Якщо систематичні похибки виключити не вдається, їх відносять до невиключених систематичних похибок. Робимо оцінку границь Θ_j кожної j -тої (або сумарної) невиключеної систематичної похибки, або їхніх залишків. Аналізуємо серію результатів спостережень на наявність промахів. Якщо вони є, то їх виключаємо з подальшої обробки.

Вихідні дані для розрахунків наведено у табл. 5.1.

Таблиця 5.1

Вихідні дані з каналу червоного фотодіоду

№	U_i , мВ	№	U_i , мВ
1	149	17	151
2	149	18	150
3	150	19	150
4	150	20	149
5	149	21	150
6	148	22	149
7	150	23	150
8	150	24	150
9	149	25	149
10	150	26	148
11	149	27	150
12	150	28	148
13	149	29	150
14	150	30	150
15	230	31	149
16	150		

Результат № 15 є промахом і виключається з подальшої обробки.

2. Перевіряємо відповідність експериментального закону розподілу результатів спостережень U_i нормальному. Для цього використовують різні критерії згоди, серед яких найбільш широке застосування знаходять складений критерій і критерій W . При виконанні роботи використовуємо складений критерій.

Складений критерій містить у собі два незалежних критерії. Їх позначають I і II. Перший із цих критеріїв (критерій I) забезпечує перевірку

відповідності розподілу експериментальних даних нормальному закону розподілу, а другий критерій (критерій II) – на краях розподілу. Якщо при перевірці не задовольняється хоча б один із цих критеріїв, то гіпотеза про нормальність розподілу результатів спостережень відкидається.

а) для перевірки гіпотези про нормальність розподілу вихідної серії результатів спостережень за критерієм I обчислюють параметр (показник) d , обумовлений співвідношенням

$$d = \frac{\sum_{i=1}^n |U_i - \bar{U}|}{n\hat{\sigma}_U^*}, \quad (5.1)$$

де
$$\bar{U} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U_i, \quad (5.2)$$

\bar{U} – середнє арифметичне результатів спостережень $U_i, i = \overline{1, n}$;

$$\hat{\sigma}_U^* = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (U_i - \bar{U})^2}, \quad (5.3)$$

$\hat{\sigma}_U^*$ – зміщена оцінка середньоквадратичного відхилення (СКВ) результатів спостережень U_i . Результати спостережень U_i вважаються розподіленими за нормальним законом, якщо виконується умова

$$d_{(1-\frac{1}{2}\alpha_1)} < d < d_{(\frac{1}{2}\alpha_1)}, \quad (5.4)$$

де $d_{(1-\frac{1}{2}\alpha_1)}, d_{(\frac{1}{2}\alpha_1)}$ – квантілі розподілу параметра d . Їх знаходять по табл. [114]

значень α – процентних крапок розподілу параметра d по заданому обсягу вибірки n і прийнятому для критерію I рівню значимості α_1 .

Примітка. Рівні значимості α_1 (для критерію I) і α_2 (для критерію II) вибираються з умови, щоб рівень значимості складеного критерію α ($\alpha = 1-P$) при тих самих експериментальних даних не перевищував суми рівнів значимості α_1 й α_2 , тобто $\alpha \leq \alpha_1 + \alpha_2$.

Результати обчислень зводимо в табл. 5.2

Результати обчислень

№	U_i , мВ	\bar{U} , мВ	$ U_i - \bar{U} $, мВ	$(U_i - \bar{U})^2$, мВ
1	2	3	4	5
1	149	149,5	0,5	0,25
2	149		0,5	0,25
3	150		0,5	0,25
4	150		0,5	0,25
5	149		0,5	0,25
6	148		1,5	2,25
7	150		0,5	0,25
8	150		0,5	0,25
9	149		0,5	0,25
10	150		0,5	0,25
11	149		0,5	0,25
12	150		0,5	0,25
13	149		0,5	0,25
14	150		0,5	0,25
15	150		0,5	0,25
16	151		1,5	2,25
17	150		0,5	0,25
18	150		0,5	0,25
19	149		0,5	0,25
20	150		0,5	0,25
21	149		0,5	0,25
22	150		0,5	0,25
23	150		0,5	0,25
24	149		0,5	0,25
25	148		1,5	2,25
26	150		0,5	0,25
1	2	3	4	5
27	148		1,5	2,25
28	150		0,5	0,25
29	150		0,5	0,25
30	149		0,5	0,25
			$\sum_{i=1}^n U_i - \bar{U} = 19$	$\sum_{i=1}^n (U_i - \bar{U})^2 = 15,5$

Графічне відображення процесу представлено на рис. 5.1.



Рис. 5.1 – Результати спостережень за зміною напруги у каналі червоного діода

Зміщена оцінка середньоквадратичного відхилення (СКВ) результатів спостережень U_i :

$$\hat{\sigma}_U^* = \sqrt{\frac{15,5}{30}} = 0,719 \text{ мВ},$$

$$d = \frac{19}{30 \cdot 0,719} = 0,8808.$$

Оскільки за умовою рівень значимості $\alpha = 0,04$, приймаємо α_1 и α_2 рівними 0,02, що не суперечить умові $\alpha \leq \alpha_1 + \alpha_2$.

Визначаємо значення $d_{(\frac{1}{2}\alpha_1)} = d_{(0,01)}$. Оскільки в табл. [114] немає числа вимірів рівне 30, то скористаємося інтерполяцією.

X_1	X	X_2
Y_1	Y	Y_2

$$Y = \left| \frac{(X_2 - X) \cdot (Y_2 - Y_1)}{(X_2 - X_1)} - Y_2 \right|, \quad (5.5)$$

26	30	31
0,8901	Y	0,8827

$$Y = d_{(0,01)} = \left| \frac{(31 - 30) \cdot (0,8827 - 0,8901)}{(31 - 26)} - 0,8827 \right| = 0,8841.$$

Визначаємо значення $d_{(1-\frac{1}{2}\alpha_1)} = d_{(0,99)}$. Оскільки в табл. [114] немає числа вимірів рівне 30, то скористаємося інтерполяцією.

26	30	31
0,7040	Y	0,7110

$$Y = d_{(0,99)} = \left| \frac{(31 - 30) \cdot (0,7110 - 0,7040)}{(31 - 26)} - 0,7110 \right| = 0,7096.$$

$$0,7096 < 0,8808 < 0,8841.$$

Отже, умова (5.4) виконується.

б) відповідно до критерію II результати спостережень U_i належать нормальному закону розподілу, якщо не більше m різниць $|U_i - \bar{U}|$ перевершили значення $z_{\frac{1+P_2}{2}} \cdot \hat{\sigma}_U$,

де

$$\hat{\sigma}_U = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (U_i - \bar{U})^2} \quad (5.6)$$

$\hat{\sigma}_U$ – незміщена оцінка СКВ результатів спостережень U_i ;

$z_{\frac{1+P_2}{2}}$ – верхня квантіль розподілу інтегральної функції нормованого нормального розподілу, що відповідає довірчій ймовірності P_2 . Значення m і P_2 знаходять по числу спостережень n і рівню значимості α_2 для критерію II по табл. [114]. Потім обчислюють $\frac{1+P_2}{2} = \Phi(z_{\frac{1+P_2}{2}})$ і по табл. [114] інтегральної функції нормованого нормального розподілу знаходять $z_{\frac{1+P_2}{2}}$, що відповідає обчисленому значенню функції $\Phi(z_{\frac{1+P_2}{2}})$. Після цього перевіряють виконання критерію II.

$$\hat{\sigma}_U = \sqrt{\frac{1}{30-1} \cdot 15,5} = 0,7311 \text{ мВ.}$$

Визначаємо значення P_2

$$P_2 = 0,98, m = 2, \text{ отже } \frac{1 + 0,98}{2} = \Phi\left(z_{\frac{1+P_2}{2}}\right) = 0,99 \text{ при цьому}$$

$$Z = 2,58.$$

$$\frac{z_{\frac{1+P_2}{2}} \cdot \hat{\sigma}_U}{2} = 2,58 \cdot 0,7311 = 1,89.$$

Жодна різниця $|U_i - \bar{U}|$ не перевищує значення 1,89. Отже друга умова виконується. Закон розподілу нормальний.

3. Проводимо перевірку грубих похибок результатів спостережень, або, по іншому, оцінку аномальності окремих результатів спостережень. Для цього:

а) формуємо впорядкований ряд результатів спостережень, розташували вихідні елементи в порядку зростання й виконавши їхню перенумерацію: $U_1 \leq U_2 \leq \dots \leq U_n$ (табл. 5.3);

Таблиця 5.3

Впорядкований ряд результатів спостережень

№	U_i , мВ	№	U_i , мВ
1	148	17	150
2	148	18	150
3	148	19	150
4	149	20	150
5	149	21	150
6	149	22	150
7	149	23	150
8	149	24	150
9	149	25	150
10	149	26	150
11	149	27	150
12	149	28	150
13	149	29	150
14	150	30	151
15	150		
16	150		

б) для крайніх членів (результатів спостережень) упорядкованого ряду U_1 й U_n , які найбільш віддалені від центра розподілу (обумовленого як

середнє арифметичне \bar{U} цього ряду) і тому з найбільшою ймовірністю можуть містити грубі похибки, знаходять модулі різниць $|U_1 - \bar{U}|, |U_n - \bar{U}|$ і для більшого з них обчислюють параметр

$$t_l = \frac{\max(|U_l - \bar{U}|)}{\hat{\sigma}_U}, \quad (5.7)$$

де $\max(|U_l - \bar{U}|)$ – найбільше значення $|U_l - \bar{U}|$ при $l = \bar{1}, n$;

$$t_l = \frac{\max(|U_l - \bar{U}|)}{\hat{\sigma}_U} = \frac{1,5}{0,7311} = 2,0517.$$

в) по таблиці t_T [114], входом якої є число елементів вибірки n і задана довірна ймовірність P (або рівень значимості α), знаходять теоретичне або граничне значення параметра t_T і порівнюють його з обчисленим фактичним значенням параметра t_l .

Критерієм аномальності результату спостережень U_l є умова $t_l \geq t_T$. Тому, якщо виявиться, що $t_l \geq t_T$, то даний елемент вибірки U_1 або U_n повинен бути виключений з подальшої обробки, як утримуючий грубу похибку;

г) потім по п.п. 4.а,б,в повторюють для $(n-1)$, $(n-2)$ і т.д. елементів вибірки доти, поки умова $t_l \geq t_T$ не перейде в умову $t_l < t_T$. При цьому значення \bar{U} й $\hat{\sigma}_U$ обчислюють знову для кожного зменшеного обсягу вибірки.

Остаточне значення середнього арифметичного \bar{U} , отримане для ряду без аномальних (грубих) результатів спостережень, представляє найбільш достовірне значення вимірюваної величини, а значення незміщеної оцінки СКО $\hat{\sigma}_{\bar{U}}$ цього ряду спостережень використовують для обчислення довірчого інтервалу випадкової складової похибки багаторазових спостережень.

Оскільки $t_l < t_T$, тобто $2,05 < 2,7$, робимо висновок про те, що вибірка не містить грубих похибок.

4. Обчислюють незміщену оцінку СКВ результатів вимірювань відповідно

до виразу:

$$\hat{\sigma}_{\bar{U}} = \frac{\hat{\sigma}_U}{\sqrt{n'}}, \quad (5.8)$$

де значення незміщеної оцінки СКВ $\hat{\sigma}_U$ результатів спостережень U_i , що розраховано для об'єму вибірки n' , що не містить аномальних (грубих) результатів спостережень ($n' \leq n$).

$$\hat{\sigma}_{\bar{U}} = \frac{0,7311}{\sqrt{30}} = 0,133 \text{ мВ.}$$

5. Визначають довірчі границі $\overset{\circ}{\Delta}_{\bar{x}_\delta}$ випадкової складової похибки вимірів з багаторазовими спостереженнями залежно від числа спостережень n у вибірці, що не містить аномальних результатів, границі $\overset{\circ}{\Delta}_{\bar{x}_\delta}$ довірчого інтервалу обчислюють по одній з наступних формул:

– при $n > 30$ по формулі

$$\overset{\circ}{\Delta}_{\bar{x}_\delta} = \pm z \hat{\sigma}_x, \quad (5.9)$$

де z знаходять по таблиці [114] інтегральної функції нормованого нормального розподілу відповідно до заданої довірчої ймовірності P ;

– при $n \leq 30$ по формулі

$$\overset{\circ}{\Delta}_{\bar{x}_\delta} = \pm t_s \hat{\sigma}_x, \quad (5.10)$$

де t_s – коефіцієнт Стьюдента, обумовлений на підставі розподілу Стьюдента по заданій довірчій ймовірності P або рівню значимості α і числу ступенів свободи $K_s = n - 1$.

Значення коефіцієнту Стьюдента знаходимо методом інтерполяції:

0,95	0,96	0,98
2,045	Y	2,462

$$Y = t_s = \left| \frac{(0,98 - 0,96) \cdot (2,462 - 2,045)}{(0,98 - 0,95)} - 2,462 \right| = 2,184$$

$$\overset{\circ}{\Delta \bar{U}_\partial} = \pm t_s \hat{\sigma}_{\bar{U}} = 2,184 \cdot 0,133 = 0,29 \text{ мВ.}$$

6. Визначають довірчі границі Θ_∂ сумарної невиключеної систематичної складової похибки результатів вимірювань з багаторазовими спостереженнями.

$$\Theta_\partial = 0,9 \cdot 0,133 = 0,1197 \text{ мВ.}$$

7. Визначають довірчі границі Δ_∂ сумарної (повної) похибки вимірювань з багаторазовими спостереженнями.

Обчислення Δ_∂ засноване на співвідношенні між СКВ $\hat{\sigma}_{\bar{x}}$, випадковою складовою і довірчими границями Θ_∂ невиключеної систематичної складової похибки вимірювань з багаторазовими спостереженнями. При цьому можливі три випадки:

а) при $\Theta_\partial / \hat{\sigma}_{\bar{x}} < 0,8$ систематичною складовою похибки вимірювань зневажають і вважають, що $\Delta_\partial = \overset{\circ}{\Delta \bar{x}_\partial}$;

б) при $\Theta_\partial / \hat{\sigma}_{\bar{x}} > 8$ зневажають випадковою складовою похибки вимірювань і приймають $\Delta_\partial = \Theta_\partial$;

в) при $0,8 \leq \Theta_\partial / \hat{\sigma}_{\bar{x}} \leq 8$ довірчі границі сумарної похибки вимірювань з багаторазовими спостереженнями визначають по формулі

$$\Delta_\partial = \pm \frac{\Theta_\partial + \overset{\circ}{\Delta \bar{x}_\partial}}{\hat{\sigma}_{\bar{x}} + (\Theta_\partial / \sqrt{3})} \cdot \sqrt{\sigma_{\bar{x}}^2 + \left(\frac{\Theta_\partial}{\sqrt{3}}\right)^2}. \quad (5.11)$$

У формулі (5.11) використане рекомендоване ДСТУ припущення про те, що, якщо закон розподілу невиключеної систематичної похибки вимірювань невідомий, то він приймається рівномірним (звідси СКВ невиключеної систематичної похибки $\sigma_\Theta = \frac{\Theta_\partial}{\sqrt{3}}$).

Отже, маємо справу із третім випадком(в), тобто:

$$\Delta_\partial = \pm \frac{0,1197 + 0,29}{0,133 + (0,1197/\sqrt{3})} \cdot \sqrt{0,133^2 + \left(\frac{0,1197}{\sqrt{3}}\right)^2} = \pm 0,304 \text{ мВ.}$$

8. Записують результат вимірювань з багаторазовими спостереженнями. Його представляють у вигляді

$$X = \bar{X} \pm \Delta_{\partial}; P = \dots,$$

$$U = (149,5 \pm 0,3) \text{ мВ}; P = 0,96,$$

Перевірку про відповідність закону розподілу нормальному виконаємо по аналогічній методиці для каналів синього та зеленого фотодіодів електронного колориметру.

5.1.2 Канал синього фотодіоду

Вихідні дані для розрахунків наведено у табл. 5.4.

Таблиця 5.4

Вихідні дані з каналу синього фотодіоду

№	U_i , мВ	\bar{U} , мВ	$ U_i - \bar{U} $, мВ	$(U_i - \bar{U})^2$, мВ
1	2	3	4	5
1	92	91,8	0,2	0,04
2	92		0,2	0,04
3	91		0,8	0,64
4	91		0,8	0,64
5	90		1,8	3,24
6	91		0,8	0,64
7	92		0,2	0,04
8	92		0,2	0,04
9	92		0,2	0,04
10	92		0,2	0,04
11	90		1,8	3,24
12	93		1,2	1,44
13	92		0,2	0,04
14	93		1,2	1,44
15	93		1,2	1,44
16	93		1,2	1,44
17	92		0,2	0,04
18	91		0,8	0,64
19	92		0,2	0,04
20	92		0,2	0,04
21	92		0,2	0,04
22	91		0,8	0,64
23	92		0,2	0,04
24	92		0,2	0,04
25	92		0,2	0,04
26	91		0,8	0,64
27	91		0,8	0,64

28	92		0,2	0,04
29	92		0,2	0,04
30	93		1,2	1,44
			$\sum_{i=1}^n U_i - \bar{U} = 17$	$\sum_{i=1}^n (U_i - \bar{U})^2 = 18,8$

Графічне відображення процесу представлено на рис.5.2.

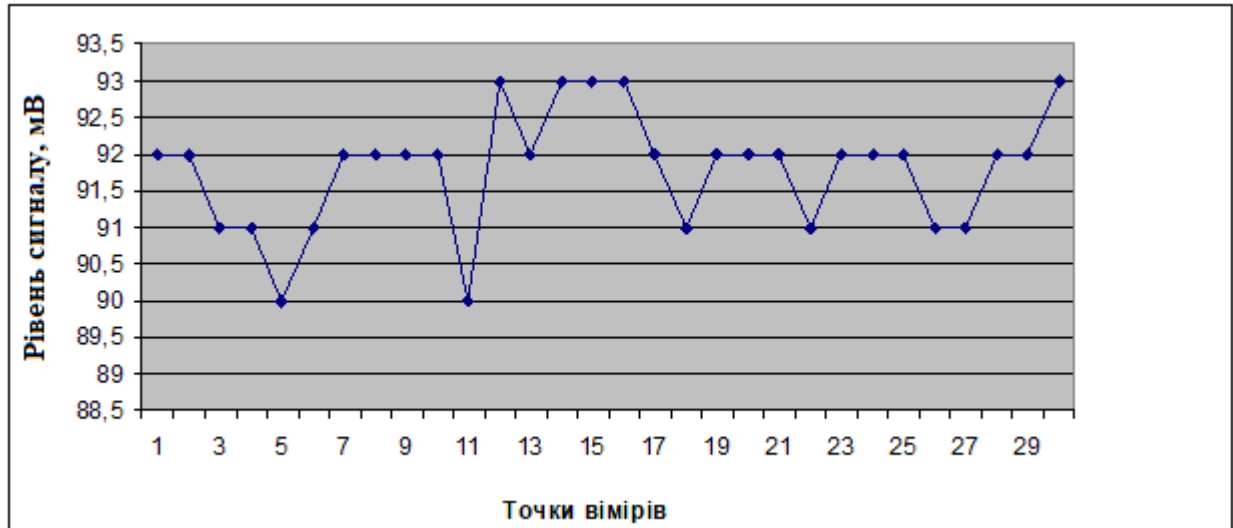


Рис. 5.2 – Результати спостережень за зміною напруги у каналі синього діода

Зміщена оцінка середньоквадратичного відхилення (СКВ) результатів спостережень U_i

$$\hat{\sigma}_U^* = \sqrt{\frac{18,8}{30}} = 0,7916 \text{ мВ},$$

$$d = \frac{17}{30 \cdot 0,7916} = 0,716,$$

$$0,7096 < 0,716 < 0,8841.$$

Отже умова (5.4) виконується.

Згідно (5.6)

$$\hat{\sigma}_U = \sqrt{\frac{1}{30-1}} \cdot 18,8 = 0,805 \text{ мВ}.$$

Визначаємо значення P_2

$$P_2 = 0,98, m = 2, \text{ отже } \frac{1+0,98}{2} = \Phi(z_{\frac{1+P_2}{2}}) = 0,99 \text{ при цьому}$$

$$Z = 2,58.$$

$$\frac{z_{1+P_2}}{2} \cdot \hat{\sigma}_U = 2,58 \cdot 0,805 = 2,077 .$$

Жодна різниця $|U_i - \bar{U}|$ не перевищує значення 2,077. Отже друга умова виконується. Закон розподілу нормальний.

Формуємо впорядкований ряд результатів спостережень, розташувавши вихідні елементи в порядку зростання й виконавши їхню перенумерацію: $U_1 \leq U_2 \leq \dots \leq U_n$ (табл. 5.5);

Таблиця 5.5

Впорядкований ряд результатів спостережень

№	$U_i, \text{мВ}$	№	$U_i, \text{мВ}$
1	90	17	92
2	90	18	92
3	91	19	92
4	91	20	92
5	91	21	92
6	91	22	92
7	91	23	92
8	91	24	92
9	91	25	92
10	92	26	93
11	92	27	93
12	92	28	93
13	92	29	93
14	92	30	93
15	92		
16	92		

$$t_l = \frac{\max(|U_l - \bar{U}|)}{\hat{\sigma}_U} = \frac{1,8}{0,805} = 2,24 .$$

Оскільки $t_l < t_T$ тобто $2,24 < 2,7$, робимо висновок про те, що вибірка не містить грубих похибок.

Обчислюємо незміщену оцінку СКВ результатів вимірювань відповідно до виразу (5.8)

$$\hat{\sigma}_{\bar{U}} = \frac{0,805}{\sqrt{30}} = 0,147 \text{ мВ} .$$

Визначасмо довірчі границі $\Delta_{\bar{x}_0}$ випадкової складової похибки вимірів з багаторазовими спостереженнями по формулі (5.10).

$$\Delta \bar{U}_\partial = \pm t_s \hat{\sigma}_{\bar{U}} = 2,184 \cdot 0,147 = \pm 0,321 \text{ мВ.}$$

Визначаємо довірчі границі Θ_∂ сумарної невиключеної систематичної складової похибки результатів вимірювань з багаторазовими спостереженнями.

$$\Theta_\partial = 0,9 \cdot 0,147 = 0,132 \text{ мВ.}$$

Визначаємо довірчі границі Δ_∂ сумарної (повної) похибки вимірювань з багаторазовими спостереженнями по формулі (5.11).

$$\Delta_\partial = \pm \frac{0,132 + 0,321}{0,147 + (0,132/\sqrt{3})} \cdot \sqrt{0,147^2 + \left(\frac{0,132}{\sqrt{3}}\right)^2} = \pm 0,336 \text{ мВ.}$$

8. Записуємо результат вимірювань з багаторазовими спостереженнями. Його представляють у вигляді:

$$U = (91,8 \pm 0,3) \text{ мВ}; P = 0,96.$$

Перевірку про відповідність закону розподілу нормальному виконаємо по аналогічній методиці для каналу зеленого фотодіода електронного колориметра.

5.1.3 Канал зеленого фотодіоду

Вихідні дані для розрахунків наведено у табл. 5.6.

Таблиця 5.6

Вихідні дані з каналу зеленого фотодіоду

№	U_i , мВ	\bar{U} , мВ	$ U_i - \bar{U} $, мВ	$(U_i - \bar{U})^2$, мВ
1	97	97,1	0,1	0,01
2	97		0,1	0,01
3	96		1,1	1,21
4	96		1,1	1,21
5	98		0,9	0,81
6	97		0,1	0,01
7	96		1,1	1,21
8	97		0,1	0,01
9	95		2,1	4,41

10	95		2,1	4,41
11	96		1,1	1,21
12	96		1,1	1,21
13	97		0,1	0,01
14	97		0,1	0,01
15	97		0,1	0,01
16	98		0,9	0,81
17	98		0,9	0,81
18	98		0,9	0,81
19	97		0,1	0,01
20	98		0,9	0,81
21	98		0,9	0,81
22	97		0,1	0,01
23	98		0,9	0,81
24	98		0,9	0,81
25	97		0,1	0,01
26	99		1,9	3,61
27	98		0,9	0,81
28	98		0,9	0,81
29	97		0,1	0,01
30	97		0,1	0,01
			$\sum_{i=1}^n U_i - \bar{U} = 21,8$	$\sum_{i=1}^n (U_i - \bar{U})^2 = 26,7$

Графічне відображення процесу представлено на рис.5.3.

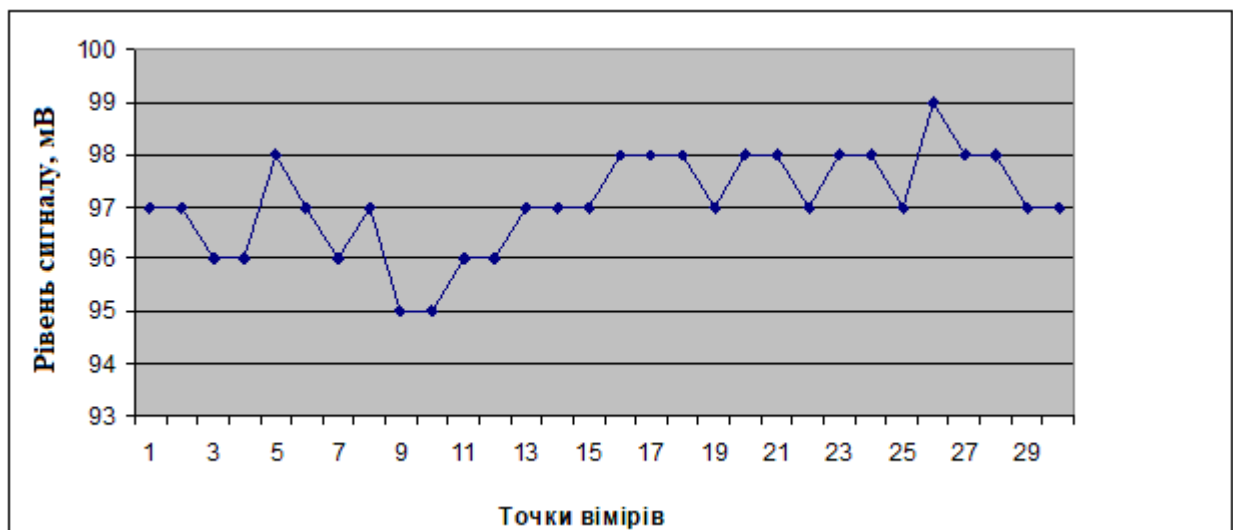


Рис. 5.3 – Результати спостережень за зміною напруги у каналі зеленого діода

Зміщена оцінка середньоквадратичного відхилення результатів

спостережень U_i

$$\hat{\sigma}_U^* = \sqrt{\frac{26,7}{30}} = 0,943 \text{ мВ},$$

$$d = \frac{21,8}{30 \cdot 0,943} = 0,771,$$

$$0,7096 < 0,771 < 0,8841.$$

Отже, умова (5.4) виконується.

Згідно з (5.6):

$$\hat{\sigma}_U = \sqrt{\frac{1}{30-1} \cdot 26,7} = 0,959 \text{ мВ}.$$

Визначаємо значення P_2 .

$$P_2 = 0,98, m = 2, \text{ отже } \frac{1+0,98}{2} = \Phi\left(z_{\frac{1+P_2}{2}}\right) = 0,99 \text{ при цьому}$$

$$Z = 2,58.$$

$$z_{\frac{1+P_2}{2}} \cdot \hat{\sigma}_U = 2,58 \cdot 0,959 = 2,47.$$

Жодна різниця $|U_i - \bar{U}|$ не перевищує значення 2,47. Отже друга умова виконується. Закон розподілу нормальний.

Формуємо впорядкований ряд результатів спостережень, розташувавши вихідні елементи в порядку зростання й виконавши їхню перенумерацію: $U_1 \leq U_2 \leq \dots \leq U_n$ (табл. 5.7);

Таблиця 5.7

Впорядкований ряд результатів спостережень

№	U_i , мВ	№	U_i , мВ
1	95	17	97
2	95	18	97
3	96	19	97
4	96	20	98
5	96	21	98
6	96	22	98
7	96	23	98
8	97	24	98
9	97	25	98
10	97	26	98
11	97	27	98
12	97	28	98
13	97	29	98
14	97	30	99

15	97		
16	97		

$$t_l = \frac{\max(|U_l - \bar{U}|)}{\hat{\sigma}_U} = \frac{2,1}{0,959} = 2,19.$$

Оскільки $t_l < t_T$ тобто $2,19 < 2,7$, робимо висновок про те, що вибірка не містить грубих похибок.

Обчислюємо незміщену оцінку СКВ результатів вимірювань відповідно до виразу (5.8).

$$\hat{\sigma}_{\bar{U}} = \frac{0,959}{\sqrt{30}} = 0,175 \text{ мВ.}$$

Визначаємо довірчі границі $\overset{\circ}{\Delta}_{\bar{x}_\partial}$ випадкової складової похибки вимірювань з багаторазовими спостереженнями по формулі (5.10).

$$\overset{\circ}{\Delta}_{\bar{U}_\partial} = \pm t_s \hat{\sigma}_{\bar{U}} = 2,184 \cdot 0,175 = \pm 0,382 \text{ мВ.}$$

Визначаємо довірчі границі Θ_∂ сумарної невиключеної систематичної складової похибки результатів вимірювань з багаторазовими спостереженнями.

$$\Theta_\partial = 0,9 \cdot 0,175 = 0,157 \text{ мВ.}$$

Визначаємо довірчі границі Δ_∂ сумарної (повної) похибки вимірювань з багаторазовими спостереженнями по формулі (5.11).

$$\Delta_\partial = \pm \frac{0,157 + 0,382}{0,175 + (0,157/\sqrt{3})} \cdot \sqrt{0,175^2 + \left(\frac{0,157}{\sqrt{3}}\right)^2} = \pm 0,399 \text{ мВ.}$$

8. Записуємо результат вимірювань з багаторазовими спостереженнями. Його представляють у вигляді:

$$U = (97,1 \pm 0,4) \text{ мВ}; P = 0,96.$$

5.2 Розрахунок стандартної невизначеності

Виконаємо розрахунок стандартної невизначеності результатів вимірювань.

Стандартна невизначеність (англ. *standard uncertainty*) – невизначеність результатів вимірювань, виражена як його стандартне (середнє квадратичне) відхилення [122; 123].

За методами розрахунку невизначеності поділяють на дві групи:

- невизначеності типу А – невизначеності результатів вимірювань, оцінені шляхом статистичного аналізу результатів повторних спостережень;
- невизначеності типу В – оцінені нестатистичними методами.

Слід зазначити, що тип А та В не є заміниками слів «випадкова» чи «систематична». В одному випадку невизначеність, обумовлена випадковими ефектами, може бути оцінена за типом А, в іншому – за типом В. Те ж саме можна сказати і про невизначеності, обумовлені впливом систематичних чинників. Таким чином, не можна безпосередньо зіставити невизначеності типу А чи В з випадковими або систематичними похибками. Причина в тому, що носять чи ні похибки, пов'язані з компонентами невизначеності, систематичний, або випадковий характер, однозначно не визначається, а залежить від конкретного випадку. Так похибка, що обумовлена випадковими ефектами, стає систематичною, якщо результат вимірювання входить як вхідна величина в подальше вимірювання [122; 123].

При оцінюванні невизначеності як за типом А так і за типом В невизначеність подається через стандартне відхилення. Однаковий підхід до оцінювання невизначеності незалежно від її джерела особливо важливий з урахуванням того, що стандартна невизначеність не є кінцевим параметром, а в подальшому використовується для розрахунку сумарної стандартної невизначеності. Це дозволяє однаковим чином враховувати всі компоненти невизначеності під час розрахунку сумарної невизначеності, не турбуючись про їх походження. Як правило, спеціалісти схильні віддавати перевагу оцінкам, які базуються на результатах повторних спостережень (оцінки типу А). Однак ці оцінки можуть бути не досить точними. Неточність може бути особливо великою, якщо кількість спостережень менша десяти. В цьому випадку потрібно користуватися оцінками типу В. Експертна оцінка може

бути такою ж реалістичною, як і оцінка за типом А. Звичайно, експерт спирається завжди на певні припущення, однак ці припущення обґрунтовуються знаннями про вимірювальну процедуру та прилади, набуті в процесі досвіду. Крім того, вибір закону розподілу відповідно до правил, описаних вище, запобігає заниженню оцінки невизначеності, тобто завищенню точності вимірювань. В переважній більшості випадків точність занижується, але це менш небезпечно, ніж її завищення. Зрозуміло, наслідком цього можуть бути (хоча й не обов'язково) матеріальні втрати. Заниження точності є своєрідною «платою» за небажання встановлювати вид реального закону розподілу. Таке встановлення вимагає додаткових затрат як часу, так і матеріальних ресурсів і не факт, що ці затрати будуть менші від втрат через заниження точності. Крім того, нерідко встановлення виду реального закону розподілу є неможливим через певні причини [122; 123].

Отже у нашому випадку, коли відомі граничні значення параметрів контролю і є інформація про закон розподілу та статистика змін параметрів на інтервалі контролю доцільним є використовувати оцінювання стандартних невизначеностей результатів вимірювань як по типу А (для визначення випадкової складової похибки) так і по типу В (для визначення систематичної складової).

5.2.1 Розрахунок стандартної невизначеності по типу А

Оскільки при проведенні вимірювань з багаторазовими спостереженнями за залежністю вихідної напруги зі схем каналів червоного, синього та зеленого фотодіодів електронного колориметру від яскравості світлового випромінювання одержано ряди результатів повторних спостережень, то при цьому за результат вимірювання приймають середнє арифметичне \bar{x}_i . Тоді стандартна невизначеність типу А може бути розрахована як статистична оцінка стандартного відхилення середнього арифметичного.

Стандартна невизначеність вимірювань типу А вхідної величини x_i розраховується за формулою:

$$u_A(\bar{x}_i) = \sqrt{\frac{\sum_{q=1}^{n_i} (x_{iq} - \bar{x}_i)^2}{n_i(n_i - 1)}}, \quad (5.12)$$

де n_i – кількість спостережень проведених при вимірюванні x_i .

Стандартна невизначеність вимірювань типу А вихідної величини – напруги зі схеми каналу червоного діоду розраховується за формулою (5.12):

$$u_A(\bar{U}_i)_{red} = \sqrt{\frac{15,5}{30 \cdot (30 - 1)}} = 0,133, \text{ мВ.}$$

Стандартна невизначеність вимірювань типу А вихідної величини – напруги зі схеми каналу синього діоду розраховується за формулою (5.12):

$$u_A(\bar{U}_i)_{blue} = \sqrt{\frac{18,8}{30 \cdot (30 - 1)}} = 0,147, \text{ мВ.}$$

Стандартна невизначеність вимірювань типу А вихідної величини – напруги зі схеми каналу зеленого діоду розраховується за формулою (5.12):

$$u_A(\bar{U}_i)_{green} = \sqrt{\frac{26,7}{30 \cdot (30 - 1)}} = 0,03, \text{ мВ.}$$

5.2.2 Розрахунок стандартної невизначеності по типу В

Як правило, оцінювання стандартної невизначеності за типом В зводиться до застосування апріорного закону розподілу. Наприклад, для результату вимірювання, який описується нормальним розподілом, стандартна невизначеність типу В оцінюється за формулою

$$u_B(x) = \frac{b - a}{6}, \quad (5.13)$$

де a і b – ліва та права границі розподілу відповідно.

Отже, розрахунок стандартної невизначеності за типом В можливий в разі наявності певної інформації про величину, для якої здійснюється

оцінювання. Такою інформацією є знання виду закону розподілу та його границь. Ці знання ми можемо отримати із певних джерел, а саме:

- із даних попередніх (архівних) або спеціальних додаткових вимірювань;
- із специфікацій (документації) виробника на прилади та матеріали, що застосовуються в процесі вимірювання;
- із протоколів чи свідоцтва про повірку та калібрування засобів вимірювальної техніки;
- із довідкових даних;
- спираючись на знання про поведінку і властивості речовин чи приладів [123].

Досить поширеною є ситуація, коли відомі границі розподілу, а будь-яка інформація про розподіл величини в межах границь відсутня. В такому випадку під час розрахунку стандартної невизначеності виходять із формули для рівномірного розподілу, яка має вигляд:

$$u_B(x) = \frac{b-a}{2\sqrt{3}}. \quad (5.14)$$

Оскільки закон розподілу результатів вимірювань є нормальним, то для подальших розрахунків слід використовувати формулу (5.13).

Рівень сигналу вихідної напруги зі схеми каналу червоного діода змінюється у діапазоні від 148 мВ до 151 мВ, отже стандартна невизначеність (тип В) результатів вимірювання дорівнює:

$$u_B(U)_{red} = \frac{151-148}{6} = 0,5 \text{ мВ}.$$

Рівень сигналу вихідної напруги зі схеми каналу синього діода змінюється у діапазоні від 90 мВ до 93 мВ, отже стандартна невизначеність (тип В) результатів вимірювання дорівнює:

$$u_B(U)_{blue} = \frac{93-90}{6} = 0,5 \text{ мВ}.$$

Рівень сигналу вихідної напруги зі схеми каналу зеленого діода

змінюється у діапазоні від 95 мВ до 99 мВ, отже стандартна невизначеність (тип В) результатів вимірювання дорівнює:

$$u_B(U)_{green} = \frac{99 - 95}{6} = 0,667 \text{ мВ.}$$

5.2.3 Розрахунок сумарної стандартної невизначеності

Сумарна стандартна невизначеність вихідної величини у матиме такий вигляд [123]:

$$u_c(y) = \sqrt{\sum_{i=1}^m u_i^2(y)}. \quad (5.15)$$

Виконаємо розрахунок по кожному з вимірювальних каналів

$$u_c(U)_{red} = \sqrt{(u_A(\bar{U})_{red})^2 + (u_B(U)_{red})^2} = \sqrt{0,133^2 + 0,5^2} = 0,383 \text{ мВ,}$$

$$u_c(U)_{blue} = \sqrt{(u_A(\bar{U})_{blue})^2 + (u_B(U)_{blue})^2} = \sqrt{0,147^2 + 0,5^2} = 0,521 \text{ мВ,}$$

$$u_c(U)_{green} = \sqrt{(u_A(\bar{U})_{green})^2 + (u_B(U)_{green})^2} = \sqrt{0,03^2 + 0,667^2} = 0,475 \text{ мВ.}$$

Висновки до розділу 5

На підставі даних, отриманих з результатів натурних вимірювань вихідної напруги зі схем каналів червоного, синього та зеленого фотодіодів електронного колориметру від яскравості світлового випромінювання були проведені розрахунки стандартних невизначеностей по типам А та В, а також сумарної стандартної невизначеності. Отримані значення сумарної стандартної невизначеності по кожному з каналів вимірювання не перевищує 1 мВ, що відповідає умовам технічного завдання на дослідження.

ВИСНОВКИ

У дисертаційній роботі здійснено удосконалення одного з методів параметричного контролю якості зернових культур за рахунок зниження випадкового факторного впливу при визначенні результату вимірювання одиничного показника колориметричного контролю (жовтизни зерна пшениці), що є важливим науковим і практичним завданням. Отримав подальший розвиток метод інформаційного аналізу системи показників колориметричного контролю якості зернових культур, що дозволив формувати систему показників в умовах невизначеності відтворення рівнів параметрів, що контролюються. Запропонована спрощена модель перехресних класифікацій, що враховує ефекти одночасної взаємодії трьох факторів (температури, вологості, освітленості) на результат вимірювання одиничного показника колориметричного контролю (жовтизна зерна пшениці), проведено її дослідження. Створено засіб колориметричного експрес-контролю якості зернових культур.

Основні результати роботи полягають у наступному:

1. Проаналізовано сучасний стан методів і засобів колориметрії, який показав необхідність розробки математичної моделі лінійної системи контролю якості зернових культур для побудови датчиків кольору. Введено поняття колориметричної функції, як узагальнюючої характеристики інтенсивності випромінювання відбитого і розсіяного випромінювання досліджуваних об'єктів. Показана можливість використання розроблених аналітичних методів при дослідженні оптичного випромінювання як в часовій так і в частотній області та наведено результати можливості використання поняття колориметричної функції в рішенні задач аналізу оптичних характеристик різних явищ, матеріалів і середовищ.

2. Запропоновано алгоритм настройки датчика кольору який дозволяє проводити розрахунок апроксимуючих коефіцієнтів для кривих складання та математично описана процедура знаходження коефіцієнтів апроксимації.

Розроблено корисну модель цифрового пристрою для вирішення задач оптичного контролю, що дозволяє досягнути підвищення швидкодії, точності вимірювання, а також розширення функціональних можливостей приладу. Отримана можливість використання портативного приладу при проведенні оптичного контролю якості зернових культур.

3. Запропоновано вдосконалення цифрового пристрою для вимірювання проникності оптичних середовищ. Досягнуто розширення функціональних можливостей приладу за рахунок додавання функції вимірювання ступеню проникності оптичних середовищ. Досягнуто розширення функціональних можливостей пристрою за рахунок використання додатково внесених до схеми пристрою вимірювального блоку з масивом датчиків, зовнішнього запам'ятовувального пристрою та системи автоматичної подачі матеріалу, що дає можливість вимірювання рівномірності оптичної проникності оптичних середовищ та побудови схеми зон з однорідною проникністю, а також одночасного вимірювання великої площі матеріалу.

4. Запропонована спрощена модель перехресних класифікацій, що враховує ефекти одночасної взаємодії трьох факторів (температури, вологості, освітленості) на результат вимірювання одиничного показника колориметричного контролю (жовтизна зерна пшениці); проведено її дослідження. Отримані рівняння для оцінювання достовірності статистичних висновків про інформаційну значимість показників колориметричного контролю для спрощеної моделі перехресної класифікації, та аналітичні співвідношення, що дають змогу оцінити кількість інформації для кожного з показників колориметричного контролю при факторному впливі на лінійну функцію перетворення цих показників.

5. Запропоновано моделі для оцінювання кількості інформації по ймовірностям помилок першого та другого роду від параметру контролю; представлені рівняння, що дозволяють ранжувати показники за зменшенням їх чутливості до зміни рівнів параметра колориметричного

контролю. Проведені розрахунки стандартних невизначеностей по типам А та В, а також сумарної стандартної невизначеності. Отримані значення невизначеності цілком задовольняють умовам технічного завдання на дослідження.

6. Розроблено макет приладу для експрес-контролю кольору, запропоновано алгоритм розрахунків координат кольору і отримано їх у цифровому вигляді, а також у вигляді фрагменту кольору на екрані монітора, що дозволяє швидко та з достатньо високою достовірністю отримувати результати вимірювань кольору досліджуваних середовищ.

7. Матеріали теоретичних досліджень та дослідницький зразок колориметра впроваджені, в навчальний процес на кафедрі фізики ХНУРЕ, де використовуються під час читання лекцій, проведення практичних та лабораторних робіт по геометричній та хвильовій оптиці за спеціальністю «видавничо-поліграфічна справа» (акт від 09.01.2019 р.). Наукові та прикладні результати досліджень було використано на підприємстві ТОВ «НВП АЛЬТА» при підборі настройок RGB-камер фотосепараторів для сортування різних сільгоспкультур (пшениця, ячмінь, гречка, соняшник, соя та ін.) (акт від 20.12.2019 р.).

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Колориметрия. URL: <https://www.lkmportal.com/enc/kolorimetriya>.
2. Ключев В.В., Соснин Ф.Р., Филинов В.Н. Неразрушающий контроль и диагностика : справочник. Москва: Машиностроение, 2003. 656 с.
3. Осина Т.Г. Развитие методов многопараметрического экспресс-контроля состава органических сыпучих материалов: дис. ... канд. техн. наук: 05.11.13. Харьков, 2008. 203 с.
4. Штейнберг Т.С., Семикина Л.И., Шведова О.Г. О разработке инструментального метода оценки цвета муки, выработанной из твердой пшеницы для макаронных изделий. *Хлебопродукты*. 2014. № 1. С. 56–60.
5. Штейнберг Т.С., Семикина Л.И., Морозова О.В. Цветовые характеристики зерна твердой пшеницы сортов, внесенных в Государственный реестр селекционных достижений. *Хлебопродукты*. 2015. № 3. С. 50–52.
6. Качанов М.П. Повышение точности измерительных преобразователей при двухпараметровом контроле влажности сыпучих материалов в условиях неустраняемого факторного влияния насыпной плотности: дис. ... канд. техн. наук: 05.11.13 / НТУ «ХПИ». Харьков, 2007. 176 с.
7. Chaurand M., Lempereur I., Roulland T. et al. Genetik and agronomic effects on semolina milling value of durum wheat. *Crop Science*. 1999. Vol. 39, № 3. P. 790–795.
8. Rharrabti Y. E., Villegas D., Del Moral L. F. G. et al. Environmental and genetic determination of protein content and grain yield in durum wheat under mediterranean conditions. *Plant Breeding*. 2001. Vol. 120, № 5. P. 381–388.
9. Семикина Л.И., Шведова О.Г., Коваль А.И. Цветовые характеристики зерна озимой твердой пшеницы. *Вестник Восточно-Сибирского государственного университета технологий и управления (Вестник ВСГУТУ)*. 2018. № 3 (70). С. 67–74.

10. Дулаев В.Г., Кандроков Р.Х. Фракционная технология производства макаронной муки из твердой пшеницы. *Хлебопродукты*. 2009. № 10. С. 50–52.
11. Штейнберг Т.С., Кандроков Р.Х., Семикина Л.И. Нормы цвета муки, вырабатываемой из зерна твердой пшеницы. *Хлебопродукты*. 2016. № 9. С. 55–56.
12. Самофалова Н.Е., Скрипка О.В., Марченко Д.М. Сорты и гибриды. Каталог / ФГБНУ «АНЦ «Донской»». Воронеж, 2017. С. 41–53.
13. Кандроков Р.Х., Штейнберг Т.С., Шведова О.Г. Мукомольные свойства зерна озимой твердой пшеницы. *Вестник Алтайского государственного аграрного университета*. 2018. № 1 (159). С. 177–180.
14. Щапов П.Ф., Осина Т.Г. Оценка информационной значимости показателей измерительного контроля метрологических неопределенных параметров зерна пшеницы. *Метрология и измерительная техника*. Т. VII. МНК. 2005. С. 146–149.
15. Сергунов В.С. Проблема контроля качества сырья и продукции на производстве, оптовых складах и в торговой сети. *Пищевая промышленность*. 2007. № 8. С. 58–60.
16. Шапіро М.В. Прилади і методи виміру вологості зерна та продуктів його переробки: автореф. дис. ... канд. техн. наук: 05.11.13. Харків, 2002. 20 с.
17. Овчаренко А.И., Шапіро М.В. Экспресс-измерения влажности зерновых культур и продуктов их переработки с коррекцией по весу пробы. *Хранение и переработка зерна*. 2001. №12 (30). С. 22–23.
18. Овчаренко А.И., Щапов П.Ф., Комирный А.С., Шапіро М.В. Цифровой экспресс-влажномер для макаронной промышленности. *Хранение и переработка сельхозсырья*. 2002. № 1. С. 53–54.
19. Хорошайло Ю.Е., Сезонова И.К., Ефименко С.А. Электронная колориметрия: монография. Харків: ТОВ «Оберіг», 2020. 176 с.
20. Колориметр. Види і застосування. Як вибрати і особливості. URL: <https://tehpribory.ru/glavnaia/pribory/kolorimetr.html>.
21. Вимірювальні прилади. Колориметри. URL: <https://www.pce->

instruments.com.

22. Кривошеев М.И., Кустарев А.К. Световые измерения в телевидении. Москва, 1990. 224 с.

23. Шашлов Б.А. Природа цвета. Метрология цвета: учеб. пособие по курсу «Теория цветовоспроизведения» для спец. 1109 «Технология полиграфического производства». Москва: МПИ, 1980. 72 с.

24. Цой В.В. Введение в теорию цвета. Томск: ТПИ, 1985. 72 с.

25. Ньюберг Н.Д. Измерение цвета и цветовые стандарты. Москва: Стандартизация и рационализация, 1933. 104 с.

26. Бегунов Б.Н., Заказнов Н.П. Теория оптических систем. Москва: Машиностроение, 1973. 488 с.

27. Бегунов Б.Н. Геометрическая оптика. Москва: Машиностроение, 1966. 206 с.

28. Заказнов Н.П., Кирюшин С.И., Кузичев В.И. Теория оптических систем. Москва: Машиностроение, 1992. 450 с.

29. Шредер Г., Трайбер Х. Техническая оптика. Москва: Техносфера, 2006. 424 с.

30. Юстова Е.Н. Опытная проверка новых функций сложения цветов. Москва: Светотехника, 1964. С. 3–8.

31. Ньюберг Н.Д. Математические основы задачи построения цветового тела. *Современное состояние колориметрии* / под. ред. Н. Т. Федорова. Москва: Гостехтеориздат, 1933. С. 169–183.

32. Ньюберг Н.Д. Новый способ определения положения основных физиологических цветов из опытов с цветослепыми. *Доклады Академии наук СССР*. 1948. Т. 63. № 4. С. 379–381.

33. Федоров Н.Т. Современное состояние колориметрии. Москва: Гостехтеориздат, 1933. С. 192.

34. Шкловер Д.А., Иоффе Р.С. Универсальный фотоэлектрический колориметр. *Известия АН СССР, ОТН, ВЭИ*. 1951. № 5. С. 667–681.

35. Юстова Е.Н. Цветовые измерения (Колориметрия). Санкт-

Петербург: Изд-во С.-Петерб. ун-та, 2000. 397 с.

36. Кравков С.В. Цветовое зрение. Москва: Изд-во АН СССР, 1951. С. 176.

37. Гуревич М.М. Цвет и его измерение. Москва: АН СССР, 1950. 267 с.

38. Wright W.D. The Measurement of Colour. London: Higer and Watts, 1960. 340 p.

39. Wright W.D., The Measurement of Color, Adam Hilger, 1960.

40. Wright W.D. The Measurement of Colour. 3 ed. London: Higer and Watts, 1964. 394 p.

41. Kamler J. Трехцветный колориметр для цветного телевидения. *Prace List. Tele – J Radiotechn.* 1961. № 3 (16).

42. Chatten J.B. Wide – rage chromaticity measurements with photoelectronic colorimeter. *Proc. JRE.* 1954. Vol. 42. № 1.

43. Devalois R.L., Tacobs G.H. Primate color vision. *Science.* 1968. Vol. 162. P. 533–540.

44. Eppeldaner G., Schanda J. Srines television kepernyo tenysii seget es srinkoordinatait mero berenderes. *Hinadastech – nika.* 1973. Vol. 24, № 11. P. 340–343.

45. Шабанов-Кушнарeнко Ю.П., Еремин Г.С., Качко Е.Г. К вопросу об относительном построении математических моделей. *Проблемы бионики.* 1971. Вып. 6. С. 70–74.

46. Шабанов-Кушнарeнко Ю.П. Математическое моделирование некоторых функций человеческого зрения: дис. ... д-ра техн. наук. Харьков, 1970. 290 с.

47. Шабанов-Кушнарeнко Ю.П. Математическая модель переработки информации в органе зрения человека. *Моделирование в биологии и медицине.* 1966. Вып. 2. С. 100–106.

48. Шабанов-Кушнарeнко Ю.П. Математическая модель обработки информации в глазу человека. *Труды науч.-техн. конф., посвященной Дню радио. Секция бионики.* 1966. С. 8–18.

49. Шабанов-Кушнарченко Ю.П. О математическом моделировании цветового зрения человека. Киев: Изд-во АН УССР, 1967.
50. Шабанов-Кушнарченко Ю.П. Модель статики зрения и законы Грассмана. *Бионика и математическое моделирование в биологии*. 1967. Вып. 2. С. 49–89.
51. Шабанов-Кушнарченко Ю.П. Аксиоматическое построение модели цветового зрения. *Проблемы бионики*. 1970. Вып. 4. С. 30–50.
52. Бондаренко М.Ф., Шабанов-Кушнарченко Ю.П., Шляхов В.В. Предикаты n-мерной линейности и их свойства. Харьков: ХИРЭ. Деп. ВИНТИ, № 4764-82, 1982.
53. Сарнавский Н.Г., Шабанов-Кушнарченко Ю.П. Координатная формулировка законов цветового зрения. *АСУ и приборы автоматизации*. 1982. № 61. С. 79–86.
54. Сердюченко В.Я. Математические модели краевого контраста и индуктивных свойств зрения человека и их технические приложения: дис. ... канд. техн. наук. Харьков, 1973. 186 с.
55. Сегментация изображения. URL: <http://habrahabr.ru/post/128768>.
56. Прэтт У. Цифровая обработка изображений. Кн. 1, 2. Москва: Наука, 2000. 1024 с.
57. Фестиваль педагогических идей. Открытый урок. URL: <http://festival.1september.ru/articles/565866>.
58. Ульштейн И.С. Цвет и телевидение. Москва: Знание, 1973. 64 с.
59. Шахмаев Н.М. Физические основы телевидения. Москва: Просвещение, 1970. 127 с.
60. Візуальні колориметри. URL: <https://mash-xxl.info/info/646602>.
61. Артюшина Л.Ф. Цвет в науке и технике. Пер. с англ. Москва: Мир, 1978. 592 с.
62. Кривошеев М.И., Кустарев А.К. Цветовые измерения. Москва: Энергоиздат, 1990. 239 с.
63. Лукьянчук А.И. Цвет в промышленности. Москва: Логос., 2002.

396 с.

64. Шефе Г. Дисперсионный анализ. Пер. с англ. Б. А. Севостьянова. 2-е изд. Москва: Наука, 1980. 512 с.

65. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. Методы планирования эксперимента. Москва: Мир, 1981. 517 с.

66. Саврасов Ю.С. Оптимальные решения. Москва: Радио и связь, 2000. 152 с.

67. Крамер Г. Математические методы статистики. Пер. с англ. А.С. Моница. Москва: Мир, 1975. – 648 с.

68. Кендалл М.Дж., Стьюарт А. Многомерный статистический анализ и временные ряды. Москва: Наука: 1978. 736 с.

69. Володарский Е.Т., Малиновский Б.Н., Туз Ю.М. Планирование и организация измерительного эксперимента. Киев: Вища школа, 1987. 280 с.

70. Давиденко А.П. Организация и планирование научных экспериментов, патентоведение: учеб. пособие. Харьков: НТУ «ХПИ», 2004. 320 с.

71. ДСТУ 3768:2019. Пшениця. Технічні умови. URL: http://online.budstandart.com/ua/catalog/doc-page.html?id_doc=82765.

72. Показники якості зерна. URL: <http://www.tsatu.edu.ua/ros1/wp-content/uploads/sites/20/pr.1.pokaznyky-jakosti-standartyzacija-i-sertyfikacija-zerna.pdf>.

73. Хорошайло Ю.Е., Сезонова И.К., Ефименко С.А. Оптоэлектронный экспресс-контроль качества зерна. *Міжнародний науковий журнал «Інтернаука»*. 2018. № 21 (61). Т. 3. С. 82–87.

74. Horoshaylo Y.E., Yarmak I.N., Efimenko S.A. The device for measuring colour. *Вісник НТУ «ХПІ»*. Серія: Електроенергетика та перетворювальна техніка. 2018. № 8 (1284). С. 14–17.

75. Y. Horoshajlo, G. Suchkov, S. Efimenko, R Umyarov, O. Domrin Optoelectronic methods of reflekted surfaces color control. *28-th International*

scientific symposium «Metrology and metrology assurance 2018» Proceedings of the symposium September 10-14, 2018, Sozopol, Bulgaria. Sozopol, 2018. P. 95–98.

76. Y. Horoshajlo, S. Efimenko, L. Golovkina, R. Umyarov. About one of the methods of the surface colors measurement. *27th International scientific symposium «Metrology and metrology assurance 2017» Proceedings of the symposium September 8-12, 2017, Sozopol, Bulgaria.* Sozopol, 2017. P. 96–100.

77. Y. Horoshaylo S. Efimenko, V. Shlyahov, S. Sotnik Application of the colour measurement optoelectronic method for quality control of natural gas. *Методи та прилади контролю якості.* 2017. № 2 (39). С. 55–58.

78. Хорошайло Ю.Е., Ефименко С.А., Сова А.В., Ткачев Н.Н. Электронный колориметр для определения цвета отраженных поверхностей. *Актуальні проблеми автоматики та приладобудування: матеріали II наук.-техн. конф., Харків.* 2018. С. 153.

79. Хорошайло Ю.Е., Ефименко С.А., Меньяйло А.Д., Шевченко И.Н. Оптоэлектронный измерительный преобразователь. *Актуальні проблеми автоматики та приладобудування: матеріали II наук.-техн. конф., Харків.* 2018. С. 155.

80. Хорошайло Ю.Е., Ефименко С.А. Колориметрические приборы на основе оптоэлектронных компонентов для измерения цвета отраженных поверхностей. *Technical Using of Measurement – 2017 : III Всеукр. наук.-техн. конф. молодых ученых.* Славське, 2017. С. 55–56.

81. Хорошайло Ю.Е., Ефименко С.А. Использование электронной колориметри в системах управления оптических телескопов. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM* (Київ, 21-23 листопада 2016 р.). Київ, 2016. С. 87–90.

82. Хорошайло Ю.Е., Ефименко С.А., Семенов С.Г. Комп'ютерна система вимірювання кольору. *Информационные системы и технологии V* Междунар. науч.-техн. конф. «ИСТ 2016» (Коблево-Харьков, 12-17 сентября 2016 г.). Харьков, 2016. С. 262.

83. Пчелинов В.П. Математические модели спектральной

чувствительности органа зрения человека и их технические приложения : дис. ... канд. техн.. наук. Харьков, 1979. 186 с.

84. I. Khoroshaylo, V. Shlyahov, S. Yefymenko, S. Sotnik, A. Kagramanyan Mathematical model of colorimetry. *Вісник Національного технічного університету України «Київський політехнічний інститут»*. Серія: *Приладобудування*. 2017. Вип. 54 (2). С. 27-32.

85. Путьтин Е.П. Математические модели статистических процессов зрения и их использование в технике ввода оптической информации : автореф. дис. ... канд. техн.. наук. Харьков, 1967. 178 с.

86. I. Khoroshaylo, S. Yefymenko I. Sezonova Mathematical model of color optoelectronic measurement. *Вісник НТУ «ХПИ»*. Серія: *Інноваційні технології та обладнання обробки матеріалів у машинобудуванні та металургії*. 2018. №31(1307). С. 95-99..

87. Рисс Ф., Секефальви-Надь Б. Лекции по функциональному анализу. Москва: Мир, 1979. 587 с.

88. Папулис А. Теория систем и преобразований в оптике. Москва: Мир, 1971. 266 с.

89. Висковатых А.В., Пожар В.Э. Высокоскоростная оптическая когерентная томография. Москва: НТИЦ УП РАН, МГТУ, 2013. 16 с.

90. Астахов Ю.С., Белехова С.Г. Оптическая когерентная томография: как все начиналось и современные диагностические возможности методики. *Офтальмологические ведомости*. 2014. Т. VII, № 2. С. 60–68.

91. Horoshajlo Y., Sezonova I., Chumakov V., Efimenko S. and Levitskaya G. "The Possibility of Using the Concept of Colorimetric Functions in Applied Research," *2019 IEEE 8th International Conference on Advanced Optoelectronics and Lasers (CAOL)*, 2019, pp. 225-227 (doi: 10.1109/CAOL46282.2019.9019456, electronic ISSN: 2160-1534, print on Demand(PoD) ISSN: 2160-1518)

92. Пат. України № 49383 Керований сильнострумвий комутатор / Чумаков В.І., Столярчук О.В., Коняхін Г.Ф., Острижний М.О.; опубл.

26.04.2010, Бюл. № 8 (2010).

93. Волколупов Ю.Я., Чумаков В.И., Острижной М.А., Красноголовец М.А., Несторенко В.Г., Харченко О.И. Некоторые результаты визуальных исследований излучения магнитоплазменного компрессора в атмосфере. *Журнал технической физики*. 2001. Т. 71, вып. 8. С. 112–116.

94. Волколупов Ю.Я., Чумаков В.И., Острижной М.А., Красноголовец М.А. Эксперименты с импульсным высоковольтным разрядом в атмосфере. *Журнал технической физики*. 2001. Т. 71, вып. 9. С. 140–142.

95. Волколупов Ю.Я., Волколупов Ю.Я., Чумаков В.И., Острижной М.А., Красноголовец М.А., Басецкий В.Л., Несторенко В.Г. Экспериментальные исследования процессов в сильноточном разряднике с плазменной пушкой. *Радиотехника*. 2003. Вып. 132. С. 94–97.

96. ДСТУ EN ISO 11664-1:2018 Колориметрия. Часть 1. Колориметрические наблюдатели, стандартизированные МКО (EN ISO 11664-1:2011, IDT; ISO 11664-1:2007, IDT). Вид. офіц. Уведено вперше; чинний від 2018–10–01. Київ: Держаспоживстандарт України, 2010. 18 с. (Національний стандарт України).

97. Пат. u2015 13110 Україна, МПК G01J 3/46 Цифровий датчик для вимірювання кольору / Хорошайло Ю.Є, Семенов С.Г, Лимаренко В.В.; заявник і патентовласник Харківський національний університет радіоелектроніки. № 107317; заявлено 30.12.2015; опубл. 25.05.2016, Бюл. № 10 (2016).

98. Пат. u2016 11444 Україна, МПК G01J 3/46, G05D 25/00 Цифровий датчик вимірювання проникності оптичних середовищ / Хорошайло Ю.Є, Семенов С.Г, Лимаренко В.В., Єфименко С.А.; заявник і патентовласник Харківський національний університет радіоелектроніки. № 115350; заявлено 11.11.2016; опубл. 10.04.2017, Бюл. № 7 (2017).

99. Пат. u2016 06243 Україна, МПК G01J 3/46 Цифровий колориметр / Хорошайло Ю.Є, Семенов С.Г, Лимаренко В.В.; заявник і патентовласник Харківський національний університет радіоелектроніки. № 112299; заявлено

08.06.2016; опубл. 12.12.2016, Бюл. № 23 (2016).

100. Пат. u2017 09934 Україна, МПК G01J 3/46 Цифровий портативний пристрій вимірювання кольору / Хорошайло Ю.Є, Семенов С.Г, Лимаренко В.В., Єфименко С.А., Меньяло О.Д.; заявник і патентовласник Харківський національний університет радіоелектроніки. № 123485; заявлено 13.10.2017; опубл. 26.02.2018, Бюл. № 4 (2018).

101. Пат. u2016 06243 Україна, МПК G01J 3/46, G01R 21/133, G02B 5/20, F21V 9/00 Цифровий пристрій для вимірювання проникності оптичних середовищ / Хорошайло Ю.Є, Семенов С.Г, Лимаренко В.В., Єфименко С.А.; заявник і патентовласник Харківський національний університет радіоелектроніки. № 123529; заявлено 25.10.2017; опубл. 26.02.2018, Бюл. № 4 (2018).

102. Пат. u2019 10509 Україна, МПК G01J 3/46, G01R 21/133, G02B 5/20, F21V 9/00 Цифровий пристрій для вимірювання рівномірності покриття оптичних середовищ / Хорошайло Ю.Є, Семенов С.Г, Лимаренко В.В., Подгайко О.І., Єфименко С.А.; заявник і патентовласник Харківський національний університет радіоелектроніки. № 142432; заявлено 21.10.2019; опубл. 10.06.2020, Бюл. № 11 (2020).

103. Оценка качества зерна : справочник / сост. Василенко И.И., Комаров В.И. Москва: Агропромиздат, 1987. 208 с.

104. ДСТУ ISO 712:2007 Зерно і зернопродукти. Визначання вологості (робочий контрольний метод). Вид. офіц. Уведено вперше; чинний від 2007–09–08. Київ: Держаспоживстандарт України, 2007. 28 с. (Національний стандарт України).

105. ДСТУ 2422-94. Зерно заготівельне і постачальне. Терміни та визначення. Вид. офіц. Уведено вперше; чинний від 1995–01–01. Київ: Держаспоживстандарт України, 1995. 26 с. (Національний стандарт України).

106. ДСТУ 4117:2007. Зерно та продукти його переробки. Визначення показників якості методом інфрачервоної спектроскопії. Вид. офіц. Уведено вперше; чинний від 2007-08-01. Київ: Держаспоживстандарт України, 2007. 3

с. (Національний стандарт України).

107. Малайчук В.П., Мозговой А.В. Обработка информации в средствах и системах неразрушающего контроля. Днепропетровск: Изд-во ДГУ, 1992. 168 с.

108. Бородюк В.П., Вошинин А.П., Иванов А.З. и др. Статистические методы в инженерных исследованиях: учеб. пособие / под ред. Г. К. Круга. Москва: Высшая школа, 1983. 217 с.

109. Малайчук В.П., Мозговой О.В., Петренко О.М. Інформаційно-вимірювальні технології неруйнівного контролю: навчальний посібник. Дніпропетровськ: РВВ ДНУ, 2001. 240 с.

110. Маєвський С.М., Бабак В.П., Щербак Л.П. Основи побудови систем аналізу сигналів у неруйнівному контролі. Київ: Либідь, 1993. 200 с.

111. Малайчук В.П. Основы теории обработки сигналов в технических системах управления и контроля. Днепропетровск: Изд-во ДГУ, 1990. 115 с.

112. Зажигает Л.С., Кишьян А.А., Романиков Ю.И. Методы планирования и обработки результатов физического эксперимента. Москва: Атомиздат, 1978. С. 92–99.

113. Орнатский П.П. Теоретические основы информационно-измерительной техники. Киев: Вища школа, 1983. 455 с.

114. Чинков В.М. Основы метрології та вимірювальної техніки: навч. посіб. 2-е вид., перероб. і доп. Харків: НТУ «ХП», 2005. 524 с.

115. Єфименко С.А. Аналіз впливу невизначеності результатів вимірювань на достовірність колориметричного контролю. *Метрологія та прилади*. Харків, 2020. № 6.(86) С. 52–58.

116. Справочник по специальным функциям. Пер. с англ. под ред. Абрамоца М.А. Москва: Наука, 1979. 832 с.

117. Ковариационный анализ. URL: <http://statlab.kubsu.ru/sites/default/files/pdf/cov.pdf>.

118. Переяслова И.Г. Статистика: учеб. пособие. Изд. 2-е. Ростов н/Д: Феникс, 2005. 282 с.

119. Темников Ф.Е., Афонин В.А., Дмитриев В.И. Теоретические основы информационной техники. Москва: Энергия, 1971. 424 с.
120. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники: в 3 кн. Кн. третья. Москва: Советское радио, 1976. 288 с.
121. Дуда Р., Харт П. Распознавание образов и анализ сцен. Пер. с англ. под ред. Стефанюк В.Л. Москва: Мир, 1976. 512 с.
122. ДСТУ-Н РМГ 43:2006 Метрологія. Застосування «Настанови з оцінювання невизначеності у вимірюваннях» (РМГ 43-2001, IDT). Вид. офіц. Уведено вперше; чинний від 2007-01-01. Київ: Держспоживстандарт України, 2007. 7 с. (Національний стандарт України).
123. Захаров И.П. Неопределённость измерений для чайников и начальников: учеб. пособие. Харьков, 2015. 52 с.
124. Y. Horoshajlo, G. Suchkov, S. Efimenko V. Lymarenko. Estimation of standard determinations of the results of vimiryuvan different by additional electronic colorimeter *29-th International scientific symposium «Metrology and metrology assurance 2019» Proceedings of the symposium September 6-10, 2019, Sozopol, Bulgaria.* Sozopol, 2019. P. 78-82.
125. Y. Khoroshaylo, S. Efimenko, A. Menyaylo. Estimation of the influence of disturbance on the metrological characteristics of the electronic colorimeter *VI Международная научно-техническая конференция «Метрология, информационно-измерительные технологии и системы» МИИТС-2017.* Харьков, 2017. С. 142–143.

ДОДАТОК А
СПИСОК ПУБЛІКАЦІЙ ЗДОБУВАЧА ЗА ТЕМОЮ ДИСЕРТАЦІЇ

Наукові праці, в яких опубліковано основні наукові результати дисертації:

1. Єфименко С. А., Хорошайло Ю. Є., Сезонова І. К. Электронная колориметрия: монографія. Харків: «Оберіг», 2020. 176 с.

Здобувачем проведено огляд сучасних методів та засобів вимірювання кольору та приладів для вимірювання кольору.

2. Єфименко С. А. Аналіз впливу невизначеності результатів вимірювань на достовірність колориметричного контролю. Метрологія та прилади. Харків, 2020. № 6 (86). С. 52 – 58.

Здобувачем виконано аналіз та запропоновано спрощену модель перехресних класифікацій, що враховує ефекти одночасної взаємодії факторів на результат вимірювання одиничного показника колориметричного контролю.

3. S. Yefymenko, I. Khoroshaylo, V. Shlyahov, S. Sotnik, A. Kagramanyan. Mathematical model of colorimetry. Вісник Національного технічного університету України «Київський політехнічний інститут». Серія: Приладобудування. 2017. Вип. 54 (2). С. 27-32.

Здобувачем проведено аналіз методів математичного моделювання процесу розпізнавання кольорових відбитків та побудови пристроїв для класифікації предметів за їх колірними характеристиками.

4. S. Efimenko, Y. Horoshaylo, V. Shlyahov, S. Sotnik. Application of the colour measurement optoelectronic method for quality control of natural gas. Методи та прилади контролю якості. 2017. № 2 (39). С. 55–58.

Здобувачем запропоновано оптоелектронний метод та пристрій, який його реалізує, для контролю якості природного газу.

5. Ефименко С. А., Хорошайло Ю. Е., Сезонова И. К. Оптоэлектронный экспресс-контроль качества зерна. Міжнародний науковий журнал «ІНТЕРНАУКА». 2018 №21(61) т. 3. С. 82-87.

Здобувачем проаналізовано доцільність та переваги застосування оптоелектронних колориметрів для визначення якості зерна.

6. S.A. Efimenko, Y.E. Horoshaylo, I.N. Yarmak. The device for measuring colour. *Вісник НТУ «ХПІ». Серія: Електроенергетика та перетворювальна техніка*. 2018. № 8 (1284). С. 14–17.

Здобувачем запропоновано математичну модель та пристрій для вимірювання колірних характеристик, приділено увагу психофізіологічному сприйняттю кольору.

7. S. Yefymenko, I. Khoroshaylo, I. Sezonova. Mathematical model of color optoelectronic measurement. *Вісник НТУ «ХПІ». Серія: Інноваційні технології та обладнання обробки матеріалів у машинобудуванні та металургії*. 2018. №31(1307). С. 95-99.

Здобувачем запропоновано оптоелектронний метод та пристрій для колориметричних вимірювань, основним елементом якого є датчик кольору в якому використовується не три, а більше фотоприймачів.

8. S. Efimenko Y. Horoshajlo, I. Sezonova, V. Chumakov, and G. Levitskaya. "The Possibility of Using the Concept of Colorimetric Functions in Applied Research," *2019 IEEE 8th International Conference on Advanced Optoelectronics and Lasers (CAOL)*, 2019, pp. 225-227,

(doi: 10.1109/CAOL46282.2019.9019456, electronic ISSN: 2160-1534, print on Demand(PoD) ISSN: 2160-1518).

Здобувачем приведені результати можливості використання поняття колориметричної функції при вирішенні задач аналізу оптичних характеристик різних явищ, матер'ялів та середовищ.

Наукові праці, які засвідчують апробацію матеріалів дисертації:

9. S. Efimenko, Y. Horoshajlo, L. Golovkina, R. Umyarov. About one of the methods of the surface colors measurement. *27th International scientific symposium «Metrology and metrology assurance 2017» Proceedings of the symposium September 8-12, 2017, Sozopol, Bulgaria*. Sozopol, 2017. P. 96–100.

Здобувачем приведено теоретичне обґрунтування методів колориметрії і їх практична реалізація, а також надані практичні рекомендації щодо поліпшення параметрів вимірювань.

10. S. Efimenko, Y. Horoshajlo, G. Suchkov, R. Umyarov, O. Domrin. Optoelectronic methods of reflected surfaces color control. *28-th International scientific symposium «Metrology and metrology assurance 2018» Proceedings of the symposium September 10-14, 2018, Sozopol, Bulgaria*. Sozopol, 2018. P. 95–98.

Здобувачем проведено аналіз оптико-електронних методів управління кольором відображених поверхонь, дана теоретична інформація про основні методи оцінки кольору, описані основні поняття теорії кольору.

11. S. Efimenko, Y. Horoshajlo, G. Suchkov, V. Lymarenko. Estimation of standard determinations of the results of vimiryuvan different by additional electronic colorimeter *29-th International scientific symposium «Metrology and metrology assurance 2019» Proceedings of the symposium September 6-10, 2019, Sozopol, Bulgaria*. Sozopol, 2019. P. 78-82.

Здобувачем проведені розрахунки стандартних невизначеностей по типам А та В на підставі даних, отриманих з результатів натурних вимірювань.

12. Єфименко С. А., Хорошайло Ю. Є., Семенов С. Г. Комп'ютерна система вимірювання кольору. *5-я Международная научно-техническая конференция “Информационные системы и технологии” ИСТ 2016*. Коблево-Харьков. 2016. С. 262.

Здобувачем обгрунтовано використання комп'ютерного керування параметрами процесу вимірювання кольору зображень для підвищення точності вимірювань.

13. S. Efimenko, Y. Khoroshaylo, A. Menyaylo. Estimation of the influence of disturbance on the metrological characteristics of the electronic colorimeter. *VI Международная научно-техническая конференция «Метрология, информационно-измерительные технологии и системы» МИИТС-2017*. Харьков, 2017. С. 142–143.

Здобувачем проведено огляд факторів, які впливають на метрологічні характеристики електронного колориметра.

14. Ефименко С. А., Хорошайло Ю. Е. Колориметрические приборы на основе оптоэлектронных компонентов для измерения цвета отраженных поверхностей. *III Всеукраїнська науково-технічна конференція молодих вчених «Technical Using of Measurement – 2017»*. Славське, 2017. С. 55 - 56.

Здобувачем проаналізовано можливість підвищення достовірності вимірювань кольору та збільшення швидкості обробки результатів вимірювань з допомогою електронного колориметра.

15. Ефименко С. А., Хорошайло Ю. Е., Сова А. В., Ткачев Н. Н. Электронный колориметр для определения цвета отраженных поверхностей. *Актуальні проблеми автоматики та приладобудування. Матеріали II науково-технічної конференції*. Харків, 2018. С. 153.

Здобувачем показані переваги електронного колориметра в порівнянні з іншими приладами для вимірювання кольору.

16. Ефименко С. А., Хорошайло Ю. Е., Меньяло А. Д., Шевченко И.Н. Оптоэлектронный измерительный преобразователь. *Актуальні проблеми автоматики та приладобудування. Матеріали II науково-технічної конференції*. Харків, 2018. С. 155.

Здобувачем представлена структурна схема та принцип роботи електронного колориметра.

Наукові праці, які додатково відображають наукові результати дисертації:

17. Пат. u2016 11444 Україна, МПК G01J 3/46, G05D 25/00 Цифровой датчик вимірювання проникності оптичних середовищ / Хорошайло Ю. Є., Семенов С. Г., Лимаренко В. В., Ефименко С. А.; заявник і патентовласник Харківський Національний Університет Радіоелектроніки. – № 115350; заявлено 11.11.2016; опубл. 10.04.2017, Бюл. № 7 (2017).

Здобувачем запропоновано розширення функціональних можливостей датчика за рахунок додавання функції вимірювання ступеня проникності оптичних середовищ.

18. Пат. u2017 09934 Україна, МПК G01J 3/46 Цифровий портативний пристрій вимірювання кольору / Хорошайло Ю. Є., Семенов С. Г., Лимаренко В. В., Єфименко С. А., Меньяло О. Д.; заявник і патентовласник Харківський Національний Університет Радіоелектроніки. – № 123485; заявлено 13.10.2017; опубл. 26.02.2018, Бюл. № 4 (2018).

Здобувачем запропоновано спосіб підвищення швидкодії і точності вимірювання кольору за рахунок використання фотодіодів та мікроконтролера.

19. Пат. u2016 06243 Україна, МПК G01J 3/46, G01R 21/133, G02B 5/20, F21V 9/00 Цифровий пристрій для вимірювання проникності оптичних середовищ / Хорошайло Ю. Є., Семенов С. Г., Лимаренко В. В., Єфименко С. А.; заявник і патентовласник Харківський Національний Університет Радіоелектроніки. – № 123529; заявлено 25.10.2017; опубл. 26.02.2018, Бюл. № 4 (2018).

Здобувачем запропоновано розширення функціональних можливостей пристрою за рахунок використання АЦП, мікроконтролера та інтерфейса USB.

20. Пат. u2019 10509 Україна, МПК G01J 3/46, G01R 21/133, G02B 5/20, F21V 9/00 Цифровий пристрій для вимірювання рівномірності покриття оптичних середовищ / Хорошайло Ю. Є., Семенов С. Г., Лимаренко В. В., Подгайко О. І., Єфименко С. А.; заявник і патентовласник Харківський Національний Університет Радіоелектроніки. – № 142432; заявлено 21.10.2019; опубл. 10.06.2020, Бюл. № 11 (2020).

Здобувачем запропоновано розширення функціональних можливостей пристрою за рахунок використання масива датчиків та зовнішнього запам'ятовувального пристрою.

**ДОАТОК Б
ПАТЕНТИ**









УКРАЇНА



ПАТЕНТ

НА КОРИСНУ МОДЕЛЬ

№ 142432

**ЦИФРОВИЙ ПРИСТРІЙ ДЛЯ ВИМІРЮВАННЯ
РІВНОМІРНОСТІ ПОКРИТТЯ ОПТИЧНИХ СЕРЕДОВИЩ**

Видано відповідно до Закону України "Про охорону прав на винаходи і корисні моделі".

Зареєстровано в Державному реєстрі патентів України на корисні моделі 10.06.2020.

Заступник Міністра розвитку економіки, торгівлі та сільського господарства України

Д.О. Романович



ДОДАТОК В
АКТ ВПРОВАДЖЕННЯ РЕЗУЛЬТАТІВ ДИСЕРТАЦІЙНОГО
ДОСЛІДЖЕННЯ НА ПІДПРИЄМСТВІ

ЗАТВЕРДЖЕНО

Директор ТОВ «НВП АЛЬТА»

І.О. Лагунович

" 20

2019 р.



Акт

впровадження результатів дисертаційної роботи аспіранта кафедри метрології та технічної експертизи Харківського Національного університету радіоелектроніки Єфименка Сергія Андрійовича

Цей акт підтверджує те, що результати науково-дослідної роботи (НДР) аспіранта кафедри МТЕ Єфименка Сергія Андрійовича на тему «Використання електронної колориметрії для контролю параметрів зернових культур», виконаної на кафедрі ПЕЕА на замовлення ТОВ «НВП АЛЬТА» під керівництвом д.ф.-м.н., професора Панченка Олександра Юрійовича, в рамках дисертаційної роботи, використовуються у виробничому процесі у ТОВ «НВП АЛЬТА» для оцінки стану зернових культур.

Результати НДР використовуються при підборі налаштувань RGB-камер фотосепараторів для сортування різних сільгоспкультур (пшениця, ячмінь, гречка, соняшник, соя та ін.)

Начальник відділу технічного сервісу

A handwritten signature in blue ink, appearing to read 'V.I. Kovtun', is written over the printed name.

В.І. Ковтун

ДОДАТОК Г
АКТ ВПРОВАДЖЕННЯ РЕЗУЛЬТАТІВ ДИСЕРТАЦІЙНОГО
ДОСЛІДЖЕННЯ В НАВЧАЛЬНОМУ ПРОЦЕСІ

„ЗАТВЕРДЖЕНО”
Проректор з ІМП роботи ХНУРЕ
пр.р. Дубан І.В.



Акт

Про використання результатів кандидатської дисертаційної роботи Єфименка Сергія Андрійовича «Використання електронної колориметрії для контролю кольору відображених поверхонь» у навчальному процесі.

Ми, що нижче підписалися, завідувач кафедри фізики к.ф.-м.н., доцент Коваленко О.М., к.т.н., доцент Орел Р.П., к.т.н., доцент Мешков С.М. склали цей акт у зв'язку з рішенням прийнятим на засіданні кафедри фізики (протокол №4 від 23.11.18 р.) про те, що результати дисертаційної роботи Єфименка Сергія Андрійовича впроваджені в навчальний процес на кафедрі фізики при підготовці студентів денної форми навчання.

Результати кандидатської дисертаційної роботи Єфименка Сергія Андрійовича використовуються у Харківському національному університеті радіоелектроніки під час читання лекцій, проведення практичних та лабораторних робіт по геометричній та хвильовій оптиці за спеціальністю «видавничо-поліграфічна справа.»

Завідувач кафедри фізики
К.ф.-м.н., доцент

К.т.н., доцент

К.т.н., доцент

Коваленко О.М.

Орел Р.П.

Мешков С.М.