**РОЗДІЛ 5**

**АНАЛІЗ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИМІРЮВАНЬ ОТРИМАНИХ ЗА ДОПОМОГОЮ ІНФОРМАЦІЙНО-ВИМІРЮВАЛЬНИХ СИСТЕМ**

**5**.**1** **Особливості аналізу невизначеності вимірювань, що проводяться із використанням ІВС**

При аналізі невизначеності вимірювань (похибки вимірювань) у залежності від джерела походження розглядають апаратні (інструментальні), методичні та суб’єктивні похибки. У випадку автоматизованих засобів вимірювань (ЗВ), до яких можна віднести і ІВС, суб’єктивні похибки відсутні. Залишкові дві складові визначаються лише властивостями ІВС, а їх оцінка відрізняється від оцінки апаратних похибок звичайних ЗВ інших видів. Ця відмінність обумовлена громіздкістю завдання, яка виникає через великий обсяг даних, що треба обробити [1].

Методи проведення оцінки похибок під час реєстрації вимірюваної величини та при вимірі функціоналів є схожими до традиційних методів оцінки невизначеності. Однак при вимірюванні параметрів математичних моделей дослідники стикаються із двома новими завданнями:

− різні параметри функціональної моделі оцінюються відповідно до загального алгоритму за тим самим масивом даних і тому незалежна оцінка повної невизначеності властивостей є неадекватною.

− функціональна модель, незалежно від її вибору, завжди залишається наближеним описом об’єкта контролю (ОК), а це може призвести до специфічної невизначеності результатів вимірювання параметрів. Оцінка невизначеності результатів вимірювання параметрів через неадекватність моделі, що використовується, може бути розглянута на основі інтегральної оцінки невизначеності.

Інтегральні оцінки якості вводяться у кваліметрії, коли різні приватні кількісні показники якості, що мають іноді різний фізичний зміст, зводяться до єдиного числа. [Важливо відзначити, що основна складність цих методів обумовлена відмінністю фізичної природи приватних показників, і в даному випадку ця складність відсутня](https://neuralwriter.com/uk/) [1].

ІВС розробляються і використовуються для вимірювання і контролю певної кількості фізичних величин. Такими величинами можуть бути декілька функціоналів, які діють незалежно один від одного і фізичні властивості яких можуть бути різними. У роботі [2] зазначено, що у межах одного вимірювального завдання можуть вимірюватися як екстремальні значення сигналу, які дуже чутливі до його локальних змін, так і чинне значення та постійна складова, які стійкіші. Отже число вимірюваних функціоналів може довільно змінюватися і тому, хоча похибки вимірювання цих функціоналів будуть статистично залежними, немає підстав розглядати результати цих вимірів як єдине нерозривне ціле [1, 2].

Аналізуючи роботи [3 – 6] встановлено, що при вимірі параметрів функціональної моделі проявляється ще одно принципово нове джерело невизначеності виміру – невизначеність істинного значення вимірюваного параметра, що обумовлена невідповідністю використовуваної моделі об’єкта контролю реальному об’єкту [1].

Проаналізовані результати моделювання у роботах [3 – 15, 18 – 22 Розділ 3], як і прямі аналітичні співвідношення дозволяють правильно оцінити невизначеність результату, що обумовлена властивостями ІВС. Однак оцінити таким чином адекватність функціональної моделі у межах заданої вимірювальної задачі не є можливим, оскільки при моделюванні передбачається, що модель на 100 % відповідає об’єкту. Вирішити цю задачу можливо лише шляхом обробки даних, що отримані на реальному об’єкті. Якщо при оцінюванні параметрів обраної функціональної моделі мінімізується критерій відмінності експериментальних даних цієї моделі, тоді результатом вимірювання буде значення параметрів, що забезпечують мінімальну відмінність.

У разі якщо вихідні дані від ІВС містять апаратні похибками, то інтегральна оцінка невизначеності буде враховувати всі чинники. У [1] зазначено, що розділити таку отриману невизначеність на окремі компоненти неможливо, як неможливо розділити єдине значення похибки на систематичну і випадкову складові. Встановити у явному саме вигляді знаходиться невизначеність, що викликана неадекватністю моделі, можна двома шляхами:

– проведення спеціального експерименту із перевірки адекватності функціональної моделі, під час якої суттєво зменшені апаратні похибки та використовуються ідеальні алгоритми опрацювання, аналогічно як при проведенні повірки або калібрування, коли засоби вимірювання більш точні, ніж досліджувана ІВС.

– поєднання вимірів на реальному об’єкті із моделювання, при якому дані, отримані на об’єкті контролю та спотворені похибками вимірювальних каналів ІВС, обробляються у відповідності до ідеального алгоритму, у результаті чого отримують значення вимірюваних параметрів та деяке мінімальне значення критерію відмінності. Після цієї процедури моделюються неспотворені вихідні дані відповідно до моделі об’єкта, в яку підставлені виміряні значення параметрів. Саме ці дані перетворюються на моделі реального вимірювального каналу ІВС та обробляються відповідно до ідеального алгоритму, а значення параметрів, одержані при цій операції декілька відрізняються від попередніх за рахунок апаратних похибок. Отже отримана величина мінімального значення критерію відмінності буде менше, ніж у попередньому способі, оскільки у ній будуть відображені лише апаратні похибки ІВС [1].

При обох підходах по дослідженню адекватності математичних моделей обробка реальних і модельованих даних ведеться тільки із використанням ідеальних алгоритмів, а не спрощених алгоритми.

Оцінка невизначеності вимірюваних за допомогою ІВС параметрів через неадекватності математичної моделі має враховуватися у двох практичних аспектах [1, 2]:

– користувач повинен розуміти, наскільки адекватний опис він використовує при постановці вимірювального завдання;

– вимоги до точності ІВС повинні відповідати невизначеності вимірюваних параметрів.

**5.2 Джерела невизначеності в ІВС та базовий алгоритм її розрахунку**

Джерелами невизначеності при оцінюванні результатів вимірювань, що отримані за допомогою ІВС є [1, 2]:

– методи і обладнання, що застосовуються при проведенні вимірювань;

– вхідні еталони та зразкові речовини, що використовуються в ІВС;

– вплив навколишнього середовища на технологічне обладнання та процес вимірювання;

– властивості і стан виробу, який підлягає вимірюванню, дослідженню, або калібруванню;

– суб’єктивні особливості оператора ІВС.

**5.2.1 Базовий алгоритм для розрахунку невизначеності вимірювань проведених з використанням ІВС**

Базовий алгоритм для розрахунку невизначеності вимірювань проведених з використанням ІВС містить наступні етапи:

1. Складання модельного рівняння.

Модельне рівняння виражає залежність між вихідною (вимірюваною) величиною *Y* і вхідними величинами *Х*1, *Х*2, *Х*3,… *Хn*:

*Y* = *f* (*Х*1, … *Хn*). (5.1)

2. Оцінювання вхідних величин, внесення виправлень на відомі систематичні ефекти у результат вимірювань [1, 2].

Значення вхідних величин знаходять шляхом їх виміру з одноразовими або багаторазовими спостереженнями або беруть із зовнішніх джерел. При проведенні багаторазових вимірів за значення вхідний величини приймають середнє арифметичне результатів ряду окремих спостережень.

3. Обчислення оцінки результатів вимірювань.

Оцінку вихідної величини отримують підстановкою у модельне рівняння оцінок вхідних величин, :

. (5.2)

4. Розрахунок стандартних невизначеностей вхідних величин.

Стандартна невизначеність вимірювань типу А вхідної величини  розраховується за наступною формулою [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[7]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2)

 (5.3)

де  – кількість спостережень проведених при вимірюванні .

Стандартна невизначеність типу В вхідної величини залежить від апріорної інформації про мінливість вхідної величини. У [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[7]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2) визначено, що оцінювання стандартної невизначеності за типом В зводиться до застосування апріорного [закону розподілу](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%97%D0%B0%D0%BA%D0%BE%D0%BD_%D1%80%D0%BE%D0%B7%D0%BF%D0%BE%D0%B4%D1%96%D0%BB%D1%83). Якщо і-та вхідна величина є невиключеною систематичною похибкою із межами , де a і b – ліва та права границі розподілу відповідно, то її невизначеність розраховується за формулою [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2)

, (5.4)

де  – коефіцієнт, що відповідає прийнятому закону розподілу у середині меж невиключеної систематичної похибки  [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2).

Для різних законів розподілу значення коефіцієнту  визначається наступним чином [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1, 7]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2):

– для рівномірного закону розподілу, або коли закон розподілу невідомий .

– для нормального закону розподілу при ймовірності *Р* = 0,95,.

– для трикутного закону розподілу .

– для закону арксинуса .

Інформацію про закон розподілу та його границі отримують із наступних джерел [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2):

– із даних попередніх (архівних) або спеціальних додаткових вимірювань;

– із протоколів чи свідоцтва про повірку та калібрування засобів вимірювальної техніки;

– із специфікацій (документації) виробника на прилади та матеріали, що застосовуються в процесі вимірювання;

– спираючись на знання про поведінку і властивості речовин чи приладів;

– із довідкових даних.

У випадку, коли відомі границі розподілу, а будь-яка інформація про розподіл величини у межах границь відсутня виходять із формули для [рівномірного закону розподілу](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%9D%D0%B5%D0%BF%D0%B5%D1%80%D0%B5%D1%80%D0%B2%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D1%80%D1%96%D0%B2%D0%BD%D0%BE%D0%BC%D1%96%D1%80%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D1%80%D0%BE%D0%B7%D0%BF%D0%BE%D0%B4%D1%96%D0%BB) [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2)

 (5.5)

5. Визначення коефіцієнтів чутливості.

Внесок невизначеності кожної вхідної величини у невизначеність вимірюваної величини (сумарну стандартну невизначеність) визначається як добуток невизначеності вхідної величини  на коефіцієнт чутливості  [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1, 7]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2)

 (5.6)

Коефіцієнти чутливості , показують, як оцінка вихідної величини *у* буде змінюватись з зміною оцінок вхідних величин *хі*. Їх знаходять як приватні похідні вихідної величини по кожній з вхідних величин [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1, 7]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2)

 (5.7)

6. Обчислення внеску невизначеності кожної вхідної величини у невизначеність величини, яку вимірюють.

Внесок невизначеності кожної вхідної величини у невизначеність вимірюваної величини (сумарну стандартну невизначеність) визначають як добуток невизначеності вхідний величини на коефіцієнт чутливості за формулою (5.6).

7. Оцінювання сумарної стандартної невизначеності величини, яку вимірюють.

При відсутності кореляції між вхідними величинами сумарна стандартна невизначеність вихідної величини визначається [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2)

. (5.8)

У роботі [7] зазначено, що якщо у модельному рівнянні типу  присутні дві вхідні величини (наприклад, *x*, *z*), результати багаторазових вимірювань яких виконані одночасно і корелюють між собою з коефіцієнтом кореляції , то вираз для сумарної стандартної невизначеності матиме такий вигляд [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2)

, (5.9)

де *ui*, *ci* – стандартні невизначеності та коефіцієнт чутливості *i*-ї вхідної величини, *i* = 1, 2,…, *n*; *R* – коефіцієнт кореляції.

При урахуванні кореляції стандартна невизначеність величин: *x* і *z* виходячи із формули (5.9) будуть дорівнювати [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2):

. (5.10)

. (5.11)

9. Розрахунок розширеної невизначеності вимірюваної величини.

Розширену невизначеність одержують шляхом множення невизначеності вихідної величини (сумарної стандартної невизначеності) на коефіцієнт охоплення [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2).

Розрахунок розширеної невизначеності виконаємо за формулою [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1, 7]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2)

, (5.12)

де *k* – коефіцієнт охоплення;  – сумарна стандартна невизначеність.

10. Розрахунок коефіцієнту охоплення за формулою (5.13).

Коефіцієнт охоплення є множником, на який множать стандартну сумарну оцінку невизначеності для отримання розширеної невизначеності. Його знаходять як коефіцієнт Стьюдента для ймовірності 0,95 та ефективного числа ступенів свободи [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1, 7, 8]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2).

Коефіцієнт охоплення *k* визначається за формулою [8]:

, (5.13)

де  – ефективне число ступенів свободи.

При , *k* = 2.

Ефективне число ступенів свободи визначається за формулою Велча-Саттерсвейта [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1, 8]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2)

. (5.14)

У разі прямих багаторазових вимірювань із числом спостережень *n* формула (5.14) записується у вигляді [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1, 8]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2)

. (5.15)

Оскільки у сумарній стандартній невизначеності  є вклад невизначеності типу А, то коефіцієнт охоплення *k* для даних, що корельовані визначається за формулою (5.13) у якій ефективне число ступенів свободи  дорівнюватиме [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1, 8]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2)

, (5.16)

або у спрощеній формі (5.15).

11. Запис повного результату вимірювання.

Результат вимірювання фізичної величини, що отриманий за допомогою ІВС включає оцінку вихідної величини та визначене для неї значення розширеної невизначеності із зазначенням рівня довіри [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1, 7]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2)

, *Р* = 0,95.

Значення розширеної невизначеності вказується із числом значущих цифр не більше двох. Результат виміру, як і значення вхідних величин округляють так, щоб вони відповідали своїм невизначеностям [[](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-1)[1, 7]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%A1%D1%82%D0%B0%D0%BD%D0%B4%D0%B0%D1%80%D1%82%D0%BD%D0%B0_%D0%BD%D0%B5%D0%B2%D0%B8%D0%B7%D0%BD%D0%B0%D1%87%D0%B5%D0%BD%D1%96%D1%81%D1%82%D1%8C#cite_note-2).

12. Складання бюджету невизначеності.

Для наочного оформлення отриманих у процесі вимірювання за допомогою ІВС проміжних результатів зручно використати табличну форму запису – бюджет невизначеності, який містить список усіх вхідних величин, результати вимірювання, сумарну стандартну невизначеність, ефективне число ступенів свободи, коефіцієнт охоплення та розширену невизначеність. Для наочності процесу розрахунку невизначеності вимірювань, проведених за допомогою ІВС розроблено базовий алгоритм розрахунку невизначеності вимірювань, представлений на рис. 5.1.





Рисунок 5.1 – Алгоритм розрахунку невизначеності вимірювань

Представлений базовий алгоритм може бути використаний для обробки даних, що отримані від ІВС різного призначення. На базі алгоритму рис. 5.1 розроблено програмний продукт, завдяки якому стає можливим проводити розрахунки по визначенню сумарної та розширеної невизначеності для корельованих та некорельованих даних (Додаток Д).

**5.3 Аналіз кореляційної залежності між технологічними параметрами для оцінювання невизначеності результатів вимірювання різних за призначенням ІВС**

Кореляційний аналіз дає змогу виміряти ступінь впливу факторних ознак на результати вимірювань, встановити єдину міру тісноти зв’язку та роль досліджуваного фактору (факторів) у загальній зміні результативної ознаки. Він дозволяє одержати кількісні характеристики ступеня зв’язку між двома і більшим числом ознак, та дає уявлення про зв’язок між ними. Зв’язки між факторами досить різноманітні. При цьому одні ознаки виступають в ролі факторів, що діють на інші, зумовлюючи їх зміну, інші – у ролі дії цих факторів. Сенс кореляційного аналізу щодо контролю параметрів технологічного процесу виготовлення губної помади полягає у визначенні кількісної міри схожості різних сигналів. Взаємна кореляційна функція різних сигналів описує як ступінь подібності форми двох сигналів, так і їх взаємне розташування відносно один одного по координаті (незалежної змінної) [12].

**5.3.1 Аналіз кореляції при оцінюванні невизначеності результатів вимірювання температури у процесі виготовленні губної помади**

Процес виготовлення губної помади включає в себе складний алгоритм послідовних та паралельних дій, які мають бути дуже чітко врегульовані та знаходитись під постійним контролем. Необхідність дослідження пов’язана з тим, що своєчасний контроль параметрів технологічного процесу на кожному етапі дозволяє підвищити якість виготовлення губної помади, своєчасно прогнозувати відмову датчиків та встановити міжповірочні інтервали для первинних вимірювальних перетворювачів.

У роботі [9] обґрунтовано необхідність створення структурної схеми мікроконтролерного вимірювача параметрів технологічного процесу виготовлення губної помади. У [10] розглянуто структурну схему мікроконтролерного вимірювача параметрів технологічного процесу виготовлення губної помади, а також зазначені основні його характеристики. У [11] доведено необхідність визначення взаємної кореляції параметрів технологічного процесу при виготовленні губної помади, щоб мати можливість впливати на якість готової продукції. У роботі [12] розглянуто вирішення задачі визначення кореляції між результатами вимірювання температур, що отримані за допомогою двох датчиків ТМР36 та DS18b20 на етапі фасування губної помади, яке проводять на автоматичній установці для відливання губної помади у складі:

– прилад для попереднього розплавлення маси – завантажувальна ємність із подвійним днищем, де циркулює гаряча вода, температура встановлюється на (3 – 4) 0С вище температури каплепадіння маси (50 – 80)0С, число обертів мішалки 80 – 100 об/хвл.;

– карусельний диск, розподільче колесо – розподільче колесо завантажується пеналами без верхнього ковпачка з викрученим вкладишем пенала в положення «вгору»; при виготовленні олівців встановлюють наступні режими:

– температура столу в зоні наповнення гнізд масою (25 – 45) 0С;

– температура столу в зоні «вистрілювання» олівців у пенал (17 – 24) 0С;

– робочий тиск в зоні «вистрілювання» олівців у пенал (7,5 – 8) МПа.

Порівняльний аналіз здійснюється по 30 контрольним точкам. Дані отримані за допомогою датчика температури ТМР36 і представлені у вигляді діаграми на рис. 5.2 Дані отримані від датчика температури DS18b20 представлені на рис. 5.3 [12].



Рисунок 5.2 – Результати спостережень за зміною температури столу в зоні «вистрілювання» олівців у пенал за допомогою датчика температури ТМР36



Рисунок 5.3 – Результати спостережень за зміною температури столу в зоні «вистрілювання» олівців у пенал за допомогою датчика температури DS18b20

Блок-діаграма повірки датчика температури сконструйована за допомогою програмного забезпечення для системного проектування – LabVIEW і представлена на рис. 5.4.

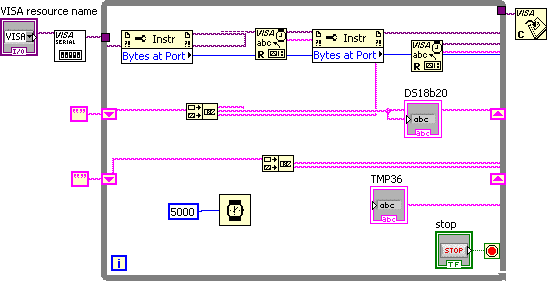


Рисунок 5.4 – Блок-діаграма контролю роботи датчиків температури

У [12] виконано обчислення коефіцієнту кореляції та зроблено перевірку значимості коефіцієнту кореляції, що розрахований за обмеженою кількістю спостережень. Проведено розрахунок сумарної стандартної невизначеності для корельованих даних. Доведено, що ігнорування кореляції в цьому випадку привело б до збільшення значення сумарної стандартної невизначеності у 3,3 рази. Розрахунок розширеної невизначеності для корельованих даних показав, що ігнорування кореляції призвело б до невиправданого збільшення розширеної невизначеності у 3 рази.

**5.3.2 Використання кореляційного аналізу при оцінюванні невизначеності впливу зовнішніх факторів на результат теплового контролю біологічних об’єктів**

У роботах [15 – 17] розглянуто вирішення науково-практичної задачі визначення впливу зовнішніх факторів на результат безконтактного теплового контролю біологічних об’єктів (БО). У якості біологічного об’єкту було обрано людину. Встановлення кореляційної залежності проводились у два найбільш протилежні за параметрами клімату сезони – зима і літо. Для проведення дослідження було взято одна людина, температура якої вимілювалась за допомогою вимірювальної системи, яка складається із тепловізора FLIR Vue Pro R 640, що встановлений на квадрокоптері [Cheerson CX-20](https://mykvadrocopter.ru/sheerson-cx-20/) та персонального комп’ютера типу «ноутбук». Вимірювання проводились з інтервалом у оду годину впродовж доби. Данні отримані у літній період 10.08.2022. У зимовий період вимірювання проводились 20.01.2022.

Температура тіла БО – це один з показників здоров’я організму. Тепло у тілі БО утворюється внаслідок м’язової діяльності, засвоєння їжі та всіх життєвих процесів, що забезпечують обмін речовин. БО витрачає тепло шляхом випромінювання, провідності та випаровування води з дихальних шляхів та поверхні шкіри. У свою чергу температура підтримується на відповідному рівні завдяки центрам терморегуляції кори головного мозку, центральним термоцентрам – гіпоталамусу і периферичним термоцентрам – шкірою та кровоносними судинами [17]. У літній період року, коли температура повітря досить висока судини БО розширюються, збільшується потовиділення, що регулює тепловіддачу, та зменшується теплопродукція. Така властивість БО захищає організм від перегріву. У зимовий період навпаки, при низьких температурах повітря організм БО діє зворотнім чином, а саме: теплопровідність шкіри зменшується, судини звужуються і збільшується скоротлива активність скелетних м’язів – з’являється озноб. У результаті ознобу виділяється тепло й організм таким чином намагається зберегти температуру тіла [17].

У роботах [17 – 19] зазначається, що необхідно контролювати температуру БО (особливо при їх скупченні) для своєчасного встановлення хворих і виключення їх із соціуму з метою протидії розповсюдженню вірусної хвороби. Контроль температури пропонується проводити безконтактним методом, завдяки використанню тепловізора, встановленого на квадрокоптері.

Розглянуто випадок взаємодії трьох величин, а саме встановимо зв’язок між температурою тіла БО (*t*), вологістю повітря (*h*) і температурою повітря (*a*).

Щільність регресії *t* на (*h, a*) має вигляд [17]

, (5.17)

де  та  – коефіцієнти регресії, що визначаються через коефіцієнти кореляції між парами величин *h* і *a, h* і *t, a* і *t* наступним чином [17]:



 (5.18)

Коефіцієнти кореляції визначаються за наступними формулами [17]:

, , , ,

де *N –* загальна кількість результатів експерименту, тобто загальна кількість крапок , а  – емпіричні стандарти [17]:

, , .

Мірою залежності між величиною *t* та величинами *h* і *a* є зведений коефіцієнт кореляції [17]

 (5.19)

Зведений коефіцієнт кореляції завжди лежить у межах від 0 до 1. Якщо величина *t* не залежить від *h* і *a*,то теоретичне значення *R* буде дорівнювати 0. Якщо буде встановлено, що теоретичне значення *R* дорівнює 0 (або дуже мало), то між величиною *t* і величинами *h* і *a* нема лінійної кореляційної залежності, але може бути нелінійна [17].

Зведений коефіцієнт кореляції дорівнює 1 тоді і тільки тоді коли усі експериментальні крапки лежать у площині регресії. Теоретичне значення *R* буде дорівнювати 1 тільки у випадку лінійної функціональної регресії *t* і величинами *h* і *a* [17]*.*

Для вивчення впливу тільки одного з факторів, наприклад *h* на величину *t* тобто для вивчання кореляції між *h* і *t* після усування вимірювань, що викликані величиною *а* вводять приватний коефіцієнт кореляції величин *h* і *t* по відношенню до величини *а* [17]:



Проведено розрахунок з метою виявлення наявності кореляційної залежності при взаємодії трьох величин, а саме встановимо зв'язок між температурою тіла людини (*t*), вологістю повітря (*h*) і температурою повітря (*a*) [17].

Тепловізор FLIR Vue Pro R 640 випускається в декількох версіях, Це радіометричний тепловізор із форматом зображення 640 x 512 і фокусною відстанню об’єктива 19 мм. Він може захоплювати відео й записувати його у форматі MJPEG і H.264 на карту пам’яті microSD. Туди ж заносяться й 14-бітні фото. Частота кадрів записаного відеозображення дорівнює 30 Гц. Для вилученого настроювання параметрів використовується MAVLink – протокол обміну інформацією між наземною станцією й літальним апаратом [20]. Функціональний набір квадрокоптера [**Cheerson CX-20**](https://mykvadrocopter.ru/sheerson-cx-20/) **[21]** представлений режимами втримання позиції й висоти, аналогом режиму Headless і функцією RTH. Функція Autopilot змушує CX-20 автоматично вертатися до оператора й приземлятися. Режим Take Off має на увазі повністю ручне керування. Результати вимірювань, що отримані за допомогою вказаного обладнання представлено зведено у табл. 5.2 [17].

Таблиця 5.2

Результати вимірювання температури людини у літній і зимовий періоди

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Час, годин | Літо. 10.08.22 | | | Зима. 20.01.22 | | |
| Температура повітря, 0С | Вологість повітря, RH % | Температура тіла людини, 0С | Температура повітря, 0С | Вологість повітря, RH % | Температура тіла людини, 0С |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
| 00-00 | 21 | 81 | 36,4 | -17 | 93 | 32,1 |
| 01-00 | 21 | 83 | 39,4 | -17 | 93 | 32,3 |
| 02-00 | 20 | 86 | 36,4 | -17 | 93 | 32,4 |
| 03-00 | 20 | 89 | 36,4 | -17 | 92 | 32,8 |
| 04-00 | 19 | 90 | 36,5 | -17 | 91 | 32,5 |
| 05-00 | 19 | 90 | 36,5 | -16 | 90 | 33,5 |
| 06-00 | 20 | 91 | 36,6 | -16 | 89 | 33,6 |
| 07-00 | 21 | 82 | 36,6 | -16 | 89 | 33,8 |
| 08-00 | 22 | 73 | 39,7 | -16 | 89 | 32,2 |
| 09-00 | 24 | 64 | 36,7 | -14 | 89 | 34,1 |
| 10-00 | 26 | 53 | 36,7 | -12 | 89 | 34,3 |
| 11-00 | 28 | 46 | 36,7 | -11 | 89 | 34,4 |
| 12-00 | 30 | 42 | 36,8 | -10 | 88 | 34,6 |
| 13-00 | 30 | 38 | 36,8 | -8 | 87 | 34,8 |
| 14-00 | 31 | 35 | 36,8 | -7 | 86 | 35,2 |
| 15-00 | 32 | 33 | 36,8 | -7 | 86 | 35,2 |
| 16-00 | 31 | 34 | 36,8 | -7 | 85 | 35,4 |
| 17-00 | 31 | 35 | 36,8 | -6 | 84 | 35,3 |
| 18-00 | 30 | 36 | 36,8 | -6 | 84 | 35,5 |
| 19-00 | 28 | 44 | 36,7 | -6 | 85 | 35,5 |
| Продовження табл. 5.2 | | | | | | |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
| 20-00 | 26 | 52 | 36,6 | -6 | 86 | 35,6 |
| 21-00 | 25 | 63 | 36,6 | -6 | 86 | 35,5 |
| 22-00 | 25 | 69 | 36,6 | -5 | 85 | 35,7 |
| 23-00 | 24 | 76 | 36,5 | -4 | 84 | 35,7 |
| 24-00 | 24 | 80 | 36,5 | -4 | 84 | 35,7 |



Рисунок 5.5 – Графік зміни температури та вологості повітря протягом доби 10.08.22



Рисунок 5.6 – Графік зміни температури та вологості повітря протягом доби 20.01.22

Для виявлення наявності кореляції між вказаними параметрами проведемо розрахунки коефіцієнтів кореляції та зведеного коефіцієнту кореляції. Розрахунки виконано за допомогою комп’ютерної програми Microsoft Exel. Результати розрахунків зведено у табл. 5.3 [17].

Таблиця 5.3

Результати розрахунків основних параметрів кореляційних залежностей за літній і зимовий періоди

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Літо. 10.08.22 | | | Зима. 20.01.22 | | |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |

Проведено перевірку значущості коефіцієнту кореляції, що обчислений за обмеженою кількістю спостережень. Перевірити значимість коефіцієнту кореляції для його подальшого обліку (або ігнорування) дозволяє застосування критерію Стьюдента

, (5.20)

де  – коефіцієнт Стьюдента для числа ступенів свободи .

Проведено оцінку значимості зведеного коефіцієнту кореляції між величиною *t* та величинами *h* і *a****,***що отримані у зимовий період (20.01.22) [17].

; .

Таким чином, зведений коефіцієнт кореляції між величиною *t* та величинами *h* і *a* є значимим і повинен враховуватися при розрахунку розширеної невизначеності для корельованих даних.

У [17] зроблені висновки про відсутність лінійної кореляція між вологістю, температурою повітря та температурою тіла БО у літній період. І навпаки встановлена висока кореляція між всіма вказаними параметрами у зимовий період. Зроблені висновки про необхідність розроблення математичної моделі факторного впливу на результат теплового контролю БО з метою отримати аналітичні співвідношення для оцінювання кількісті інформації по кожному з показників контролю температури при факторному впливі на функцію перетворення цих показників. Зазначено, що така модель дасть змогу ранжирувати показники контролю температури за зменшенням їх чутливості до зміни рівнів параметра температурного контролю. Запропоновано для визначення точного значення температури БО проводити розрахунки поправочних коефіцієнтів, бо експериментально встановлено, що значення температури тіла у зимовий період відрізняються від дійсних саме завдяки впливу температури зовнішнього середовища.

**5.3.2 Аналіз кореляції при оцінюванні невизначеності результатів вимірювання в процесі виготовленні карамелі**

Відповідно до алгоритму (рис. 5.1) перш ніж провести оцінювання невизначеності результатів вимірювань необхідно провести перевірку гіпотези про закон розподілу результатів спостережень. Для дослідження використано отримані результати вимірювань із багаторазовими спостереженнями за зміною температури, тиску та рівню вологості сировини при виготовлені карамельного сиропу. Результати спостережень уважаються незалежними та рівноточними (за умовами експерименту). У загальному випадку вони можуть містити систематичні й випадкову складові похибки вимірів. Зазначено довірчу ймовірність *Р* = 0,96 (рівень значимості α = 0,04) результатів вимірів.

У табл. В.1 (Додаток В) представлені результати спостережень за зміною температури 92,5 0С, яка є необхідною для отримання якісного карамельного сиропу.

Перевірку гіпотези про відповідність експериментального закону розподілу результатів спостережень  нормальному проведено із використанням складеного критерію [14].

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 [14].

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

, (5.21)

де  (5.22)

 – середнє арифметичне результатів спостережень ;

 (5.23)

 – зміщена оцінка середньо квадратичного відхилення (СКВ) результатів спостережень . Результати спостережень  уважаються розподіленими за нормальним законом, якщо виконується умова

, (5.24)

де  – квантілі розподілу параметра *d*. Їх знайдено по табл. [[14]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%95%D0%BB%D0%B5%D0%BA%D1%82%D1%80%D0%B8%D1%87%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D0%BD%D0%B5%D1%80%D1%83%D0%B9%D0%BD%D1%96%D0%B2%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D0%BA%D0%BE%D0%BD%D1%82%D1%80%D0%BE%D0%BB%D1%8C#cite_note-DSTU2866-1) значень α – процентних крапок розподілу параметра *d* по заданому обсязі вибірки *n* і прийнятому для критерію I рівню значимості .

Результати обчислень зводимо у табл. В.1 (Додаток В)

 0C.

.

Оскільки за початковою умовою рівень значимості α = 0,04, прийнято  та  рівними 0,02, що не суперечить умові .

Визначено значення .

Визначено значення .

.

Отже умова (5.24) виконується.

Відповідно до критерію II результати спостережень  належать нормальному закону розподілу, якщо не більше *m* різниць  перевершили значення ,

де  , (5.25)

 – незміщена оцінка СКВ результатів спостережень;

 – верхня квантіль розподілу інтегральної функції нормованого нормального розподілу, що відповідає довірчої ймовірності . Значення *m* і  знаходять по числу спостережень *n* і рівню значимості  для критерію II по табл. [[14]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%95%D0%BB%D0%B5%D0%BA%D1%82%D1%80%D0%B8%D1%87%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D0%BD%D0%B5%D1%80%D1%83%D0%B9%D0%BD%D1%96%D0%B2%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D0%BA%D0%BE%D0%BD%D1%82%D1%80%D0%BE%D0%BB%D1%8C" \l "cite_note-DSTU2866-1). Обчислено  і по табл. [[14]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%95%D0%BB%D0%B5%D0%BA%D1%82%D1%80%D0%B8%D1%87%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D0%BD%D0%B5%D1%80%D1%83%D0%B9%D0%BD%D1%96%D0%B2%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D0%BA%D0%BE%D0%BD%D1%82%D1%80%D0%BE%D0%BB%D1%8C#cite_note-DSTU2866-1) інтегральної функції нормованого нормального розподілу знаходять , що відповідає обчисленому значенню функції  із подальшою перевіркою виконання критерію II.

Відповідно до (5.25)

 0C.

Визначено значення *Р*2

*Р*2 = 0,98, *m* = 2, отже  при цьому *Z* = 2,58 (табл. [[14]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%95%D0%BB%D0%B5%D0%BA%D1%82%D1%80%D0%B8%D1%87%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D0%BD%D0%B5%D1%80%D1%83%D0%B9%D0%BD%D1%96%D0%B2%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D0%BA%D0%BE%D0%BD%D1%82%D1%80%D0%BE%D0%BB%D1%8C#cite_note-DSTU2866-1)).

.

Жодна різниця  не перевищує значення 1,61. Отже друга умова виконується.

Висновок: закон розподілу результатів вимірювання температури є нормальний.

Виконано перевірку гіпотези про закон розподілу для вимірювань з багаторазовими спостереженнями за тиском пару.

У табл. В.2 (Додаток В) представлені результати спостережень за зміною тиску пару 599 кПа, який є необхідним для отримання якісного карамельного сиропу.

Згідно (5.23)

 кПа.

Згідно (5.21)

.

.

Отже умова (5.24) виконується.

Згідно (5.25)

 кПа.

Визначено значення *Р*2

*Р*2 = 0,98, *m* = 2, отже  при цьому *Z* = 2,58 (табл. [[14]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%95%D0%BB%D0%B5%D0%BA%D1%82%D1%80%D0%B8%D1%87%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D0%BD%D0%B5%D1%80%D1%83%D0%B9%D0%BD%D1%96%D0%B2%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D0%BA%D0%BE%D0%BD%D1%82%D1%80%D0%BE%D0%BB%D1%8C#cite_note-DSTU2866-1)).

.

Тільки одна різниця  перевищує значення 5,16. Отже друга умова виконується.

Висновок: закон розподілу результатів вимірювання тиску є нормальний.

Виконано перевірку гіпотези про закон розподілу для результатів вимірювань з багаторазовими спостереженнями за зміною вологості сировини RH.

У табл. В.3 (Додаток В) представлені результати спостережень за зміною вологості сировини RH – 97 %, який є необхідним для отримання якісного карамельного сиропу.

Згідно (5.23)

 %.

Згідно (5.21)

.

.

Отже умова (5.24) виконується.

Згідно (5.25)

%.

Визначено значення *Р*2

*Р*2 = 0,98, *m* = 2, отже  при цьому *Z* = 2,58 (табл. [[14]](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%95%D0%BB%D0%B5%D0%BA%D1%82%D1%80%D0%B8%D1%87%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D0%BD%D0%B5%D1%80%D1%83%D0%B9%D0%BD%D1%96%D0%B2%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D0%BA%D0%BE%D0%BD%D1%82%D1%80%D0%BE%D0%BB%D1%8C#cite_note-DSTU2866-1))

.

Жодна різниця  не перевищує значення 2,47. Отже друга умова виконується.

Висновок: результатів вимірювання рівню RH є нормальний.

Базуючись на встановленому законі розподілу результатів вимірювань температури, тиску пару, вологості сировини при відомих граничних значеннях параметрів контролю та статистиці 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).

Стандартна невизначеність вимірювань типу А вхідних величин – температури, тиску пару, вологості сировини розраховується за формулою (5.3) на підставі даних табл. В1 (Додаток В)

.

кПа.

%.

Для результатів вимірювання, що описуються [нормальним розподілом](https://uk.wikipedia.org/wiki/%D0%9D%D0%BE%D1%80%D0%BC%D0%B0%D0%BB%D1%8C%D0%BD%D0%B8%D0%B9_%D1%80%D0%BE%D0%B7%D0%BF%D0%BE%D0%B4%D1%96%D0%BB), стандартна невизначеність типу В оцінюється за формулою (5.5).

Температура сировини вимірюється у діапазоні від 90 0С до 95 0С, отже стандартна невизначеність (тип В)

0С.

Тиск пару змінюється у діапазоні від 597 кПа до 600 кПа, отже стандартна невизначеність (тип В)

кПа.

Вологість сировини змінюється у діапазоні від 96 % до 99 %, отже стандартна невизначеність (тип В)

 %.

Для проведення розрахунків сумарної стандартної невизначеності і розширеної невизначеності треба встановити чи є кореляція між трьома параметрами, що контролюються при виготовленні карамельного сиропу, а саме – температурою сировини, вологістю сировини і тиском пару для забезпечення високої якості продукції.

Проведемо розрахунок з метою виявлення наявності кореляційної залежності при взаємодії трьох величин, а саме встановимо зв’язок між температурою сировини (*t*), вологістю сировини (*v*) та тиском пару (*p*). Для виявлення наявності кореляції між вказаними параметрами проведемо розрахунки коефіцієнтів кореляції та зведеного коефіцієнту кореляції за формулою (5.19). Розрахунки виконано за допомогою комп’ютерної програми Microsoft Exel. Результати розрахунків зведено у табл. 5.4.

Таблиця 5.4

Результати розрахунків основних параметрів кореляційних залежностей при відстані між жорновими 0,5 мм та 1,0 мм

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Відстань між жорновими 0,5 мм | | | Відстань між жорновими 1,0 мм | | |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |

Проведемо перевірку значущості коефіцієнту кореляції, що обчислений за обмеженою кількістю спостережень. Перевірити значимість коефіцієнту кореляції для його подальшого обліку (або ігнорування) дозволяє застосування критерію Стьюдента

, (5.6)

де  – коефіцієнт Стьюдента для числа ступенів свободи .

При виконанні нерівності (5.6) коефіцієнт кореляції є значимим і повинен враховуватися при обчисленні розширеної невизначеності для корельованих даних, яка розраховується за формулою:

, (5.7)

де *k* – коефіцієнт охоплення;  – сумарна стандартна невизначеність.

Оскільки у сумарній стандартній невизначеності  є вклад невизначеності типу *А*, то коефіцієнт охоплення *k* повинен визначатися за формулою **[127]:**

, (5.8)

де  – ефективне число ступенів свободи.

Оцінимо значимість зведеного коефіцієнту кореляції між величиною *z* та величинами *x* і *y****,***що отримані при відстані між жорновими 0,5 мм та 1,0 мм.

При відстані між жорновими 0,5 мм:

; .

При відстані між жорновими 1,0 мм:

; .

Таким чином, зведений коефіцієнт кореляції між величиною *z* (однорідністю помелу)та величинами *x* (часом помелу) і *y* (кількістю обертів валу двигуна)є значимим і повинен враховуватися при розрахунку розширеної невизначеності для корельованих даних.

Для того, щоб визначити, чи дозволяє облік кореляції при обробці результатів вимірювань знизити розширену невизначеність вимірювання необхідно спочатку розрахувати невизначеність по типу А.

З результатів, що наведені у табл. 5.4 стає очевидним, що максимальна кореляція існує між часом помелу і однорідністю помелу. Проведемо розрахунок стандартної невизначеності типу А для корельованих даних: *x* (часом помелу) і *z* (однорідністю помелу) за формулами:

, сек. (5.9)

 %;. (5.10)

Для того, щоб виконати розрахунки стандартної невизначеності типу А зведемо необхідні данні у табл. 5.4. та табл. 5.5., взявши за основу експериментальні данні табл. 5.2.

Стандартна невизначеність типу А має значення:

, сек.

Стандартна невизначеність типу А має значення:

 %;

**5.3 Розрахунок сумарної стандартної невизначеності для корельованих даних.**

У роботі [16] зазначено, що якщо у модельному рівнянні типу  присутні дві вхідні величини (наприклад, *x, z*), результати багаторазових вимірювань яких виконані одночасно і корелюють між собою з коефіцієнтом кореляції , то вираз для сумарної стандартної невизначеності матиме такий вигляд:

 (5.11)

де *ui*, *ci* – стандартні невизначеності та коефіцієнт чутливості *i*-ї вхідної величини, *i* = 1, 2,…, *n*; *R* – коефіцієнт кореляції.

Внесок невизначеності кожної вхідної величини у невизначеність вимірюваної величини (сумарну стандартну невизначеність) *uі*(*у*) визначається як добуток невизначеності вхідної величини *и*(*х,*)на коефіцієнт чутливості *сі*:

 (5.11)

Коефіцієнти чутливості *сі*, показують, як оцінка вихідної величини *у* буде змінюватись з зміною оцінок вхідних величин *хі*,. Їх знаходять як приватні похідні вихідної величини по кожній з вхідних величин:

 (5.12)

При урахуванні кореляції стандартна невизначеність величин: *x* (час помелу) і *z* (однорідність помелу) виходячи з формули (5.11) будуть дорівнювати:

. (5.13)

. (5.14)

 %.

 сек.

**5.4 Розрахунок розширеної невизначеності для корельованих даних.**

Розрахунок розширеної невизначеності для корельованих даних виконаємо за формулою (5.7).

Як раніше було зазначено, оскільки у сумарній стандартній невизначеності  є вклад невизначеності типу *А*, то коефіцієнт охоплення *k* повинен визначатися за формулою (5.8) в якій ефективне число ступенів свободи  дорівнюватиме [128]:

. (5.15)

Перепишемо формулу (5.15) у більш спрощеній формі:

 , (5.16)

Ефективне число ступенів свободи згідно (5.16) для величин: *x* (час помелу) і *z* (однорідність помелу) розраховується наступним чином :

,

.

для якого коефіцієнт охоплення *k* згідно (5.8) визначається [128] як

,

.

Таким чином, розширена невизначеність вимірювання згідно (5.7) для величин: *x* (час помелу) і *z* (однорідність помелу) дорівнюватиме

,

.

 сек,

 %.

Ігнорування кореляції призвело б до наступних оцінок сумарної стандартної невизначеності:

, сек.

 %;

ефективного числа ступенів свободи

,

.

для якого

.

і розширеної невизначеності

 сек,

 %.

З отриманих результатів стає очевидним, що ігнорування кореляції призвело б до невиправданого збільшення розширеної невизначеності у 1,2 рази.

**5.4 Висновки за розділом**