

ХМЕЛЬНИЦЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ

Факультет інформаційних технологій

Кафедра телекомунікацій, медійних та інтелектуальних технологій

ДИПЛОМНА РОБОТА

Другий (Магістерський)

Освітній рівень

Галузь знань 17 Електроніка та телекомунікації

Шифр і назва спеціальності

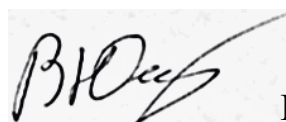
Спеціальність 172 Телекомунікації та радіотехніка

Шифр і назва спеціальності

на тему Метод забезпечення стабільності параметрів
радіоелектронних пристроїв

ДРТМІТ. 2020072.01.05.ПЗ

Виконав: студент 2 курсу, група ТР_м-20-1

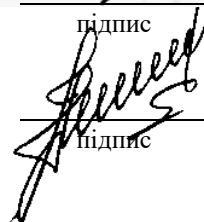


В.Ю. Петришин

підпис

Ініціали, прізвище

Керівник: канд. техн. наук, доц.



Л.В. Карпова

підпис

Ініціали, прізвище

До захисту допускаю:



Зав. кафедри: д-р техн. наук, доц.

С.К. Підченко

Ініціали, прізвище

06 12 2021 р.

Хмельницький, 2021

Хмельницький національний університет

Факультет інформаційних технологій

Кафедра телекомунікації, медійних та інтелектуальних технологій

Освітній рівень другий (магістерський)

Галузь знань 17 – Електроніка та телекомунікації

Спеціальність 172 – Телекомунікації та радіотехніка

Освітня-професійна програма Телекомунікації та радіотехніка

ЗАТВЕРДЖУЮ

Зав. кафедрою _____



« 02 » 09 2021р.

ЗАВДАННЯ НА ДИПЛОМНУ РОБОТУ

Петришину Володимиру Юрійовичу

1 Тема роботи: Метод забезпечення стабільності параметрів радіоелектронних пристроїв

керівник роботи Карпова Леся Вікторівна, к.т.н, доцент.

Затверджено наказом по університету від «25» серпня 2021р. № 102.

2 Строк подання студентом роботи на кафедру: 07.12.2021р.

3 Вихідні дані (характеристика об'єкта, умов дослідження та ін.)

Мета роботи: розробка методики швидкої побудови математичних моделей процесів складання радіоелектронних пристроїв і вибору оптимальних параметрів їх деталей.

Предметом дослідження є теоретичні та практичні завдання формування і впровадження у виробництво технологічного проектування методики оперативної побудови математичних моделей процесів складання радіоелектронних пристроїв і вибору оптимальних параметрів їх частин.

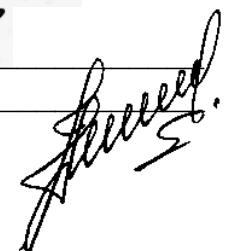
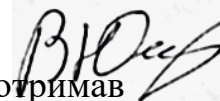
Об'єктом дослідження є процес оперативного і цілеспрямованого контролю точності складання та стабільності вихідних параметрів радіоелектронних пристроїв.

4. Зміст пояснювальної записки (перелік питань, що їх належить розробити):

1 Огляд методів математичного моделювання технологічних процесів складання радіотехнічних пристроїв. 2 Методика активного планового експерименту відповідно до задач моделювання технологічних процесів складання радіоелектронних пристроїв. 3 Методика складання ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку. 4 Застосування методу активного планового експерименту до визначення первинних факторів та змін конструкції радіоелектронних пристроїв з метою стабілізації їх роботи. Висновки.

Завдання отримав _____

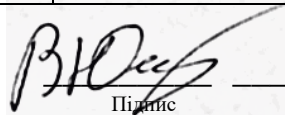
Науковий керівник _____



КАЛЕНДАРНИЙ ПЛАН

№ п/п	Назва етапів (розділів) дипломної роботи	Строк виконання етапів дипломної роботи	Примітка
1	Вступ. Огляд методів математичного моделювання технологічних процесів складання радіотехнічних пристроїв	21.09.2021	Вик.
2	Методика активного планового експерименту відповідно до задач моделювання технологічних процесів складання радіоелектронних пристроїв	12.10.2021	Вик.
3	Методика складання ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку	30.10.2021	Вик.
4	Застосування методу активного планового експерименту до визначення первинних факторів та змін конструкції радіоелектронних пристроїв з метою стабілізації їх роботи	12.11.2021	Вик.
5	Висновки. Презентаційні матеріали за результатами виконання дипломної роботи.	03.12.2021	Вик.

Студент


Підпис

В.Ю. Петришин

Ініціали, прізвище

Керівник роботи


Підпис

Л.В. Карпова

Ініціали, прізвище

ЗМІСТ

Перелік умовних скорочень.....	6
Вступ.....	7
1 Огляд методів математичного моделювання технологічних процесів складання радіотехнічних пристроїв	12
1.1 Математична модель технологічного процесу збирання та вимоги до неї	12
1.2 Класифікація математичних моделей процесів складання.....	14
Висновки по розділу 1.....	17
2 Методика активного планового експерименту відповідно до задач моделювання технологічних процесів складання радіоелектронних пристроїв.....	18
2.1 Методичні засади активного планового експерименту.....	18
2.2 Вимоги до модельованої вихідної характеристики процесу складання.....	19
2.3 Вимоги до первинних конструктивно-технологічних факторів..	21
2.4 Методика проведення повного факторного експерименту типу 2^k	23
2.5 Статистична обробка результатів проведення ПФЕ типу 2^k ...	30
2.6 Методика перевірки адекватності математичних моделей збирання, побудованих на основі проведення ПФЕ типу 2^k	34
2.7 Особливі випадки перевірки адекватності математичних моделей збирання, побудованих на основі проведення ПФЕ типу 2^k	38
2.8 Про можливість скорочення кількості дослідів, необхідних для побудови математичних моделей по формі неповного квадратичного полінома.....	39

	4
Висновки по розділу 2.....	41
3 Методика складання ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку	43
3.1 Концепція реалізації ортогонального центрально- композиційного плану другого порядку	43
3.2 Статистична обробка експериментальних даних, отриманих при реалізації ОЦКП другого порядку	49
3.3 Методика побудови гібридних статистично-детермінованих моделей	50
3.4 Реалізація методики побудови гібридної статистично - детермінованої моделі для прийомо-передавача радіолокаційної станції.....	52
3.5 Методика вибору обґрунтованого мінімального числа повторень кожного дослідження та визначення граничних значень первинних конструктивно-технологічних факторів при проведенні повного факторного експерименту.....	54
Висновки по розділу 3.....	57
4 Застосування методу активного планового експерименту до визначення первинних факторів та змін конструкції радіоелектронних пристроїв з метою стабілізації їх роботи	58
4.1 Вибір первинних конструктивно-технологічних факторів.....	58
4.2 Моделювання процесів складання прийомо-передавача.....	60
4.3 Перевірка адекватність отриманої моделі	71
4.4 Визначення допусків на параметри складальних деталей прийомо-передавача.....	79
4.5 Зведення завдання визначення допусків на первинні конструктивно-технологічні фактори до задачі оптимізації.....	83
Висновки по розділу 4.....	86
Висновки.....	87
Перелік джерел посилання.....	89
Додаток А Фрагмент таблиці випадкових	

	5
чисел.....	92
Додаток Б Критичні значення $G_{к.т.}$ критерія Кохрена при 95% - ій довірчій ймовірності	94
Додаток В Значення коефіцієнтів Стьюдента при 95%-ій довірчій ймовірності	95
Додаток Г Значення F_t – критерія Фішера при 95% - ій довірчій ймовірності.....	96
Додаток Д Матеріали апробації наукових результатів отриманих у дипломній роботі	97
Додаток Е Презентаційні матеріали за результатами виконання дипломної роботи.....	110

ПЕРЕЛІК УМОВНИХ СКОРОЧЕНЬ

АПЕ – активний плановий експеримент;

ВЧ – високочастотний сигнал;

ДФЕ – дробовий факторний експеримент;

ЗГ – задаючий генератор;

ПП – підсилювач потужності;

ОЦКП - ортогональний центральо-композиційний план;

РЕП – радіоелектронний пристрій;

РЛС – радіолокаційна станція.

ВСТУП

Актуальність теми.

Фактична складність складання і налаштування сучасних радіоелектронних пристроїв (РЕП) багато в чому обумовлена вимогами до якості цих пристроїв і точністю технологічних параметрів його складових частин.

Оперативний і цілеспрямований контроль точності складання, а, отже, і стійкості вихідних параметрів РЕП стає можливим тільки при наявності візуальних і повних математичних моделей відповідних технологічних процесів [1-6].

Отриманий в результаті виконання магістерської кваліфікаційної роботи матеріал містить результати теоретичних досліджень, в частині дослідження і впровадження у виробництво технологічного проектування методики оперативного побудови математичних моделей процесів складання РЕП і вибору оптимальних параметрів їх частин.

Ця методика заснована на статистичних принципах активного планового експерименту, які в даний час широко використовуються в різних галузях науки і техніки [7-10]. Використання цих принципів, на відміну від традиційних методів проведення пасивного експерименту і обробки отриманих при цьому результатів [8, 9], дозволяє різко скоротити час і матеріальні витрати на достовірний математичний опис складних фізичних законів, що лежать в основі процесів складання сучасних РЕП і вибору параметрів включених в них деталей [10-15].

В магістерській роботі передбачено модифікацію принципів активного планового експерименту, який може застосовуватися при роботі з РЕП, що складаються з незалежних (пояснюється в тексті магістерської роботи) в певному сенсі функціональних вузлів або каскадів, взаємний вплив яких на роботу пристрою відомий заздалегідь. Вона дає можливість створювати такі

статистично визначені моделі РЕП, які дозволяють значно знизити трудомісткість і економічні витрати, необхідні для постановки експерименту.

Основні теоретичні положення цієї магістерської роботи проілюстровані прикладами побудови математичних моделей блоку бортового літакового прийомо-передавача.

Кваліфікаційна магістерська робота складається з вступу, чотирьох розділів, висновків, списку використаних літературних джерел та додатків.

В **першому** розділі кваліфікаційної дипломної роботи здійснено огляд методів математичного моделювання технологічних процесів складання радіотехнічних пристроїв, розглянуто принципи складання математичної моделі технологічного процесу збирання та вимоги до неї, наведена коротка класифікація математичних моделей процесів складання.

В **другому** розділі кваліфікаційної магістерської роботи описано методику активного планового експерименту відповідно до задач моделювання технологічних процесів складання радіоелектронних пристроїв. Зокрема наводяться методичні засади активного планового експерименту, формуються вимоги до модельованої вихідної характеристики процесу складання, описуються первинні конструктивно-технологічні фактори, наводиться методика проведення повного факторного експерименту типу 2^k .

В **третьому** розділі кваліфікаційної роботи, сформовано методику складання ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку. Розроблено концепцію реалізації ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку. Приведено результати статистичної обробки експериментальних даних, отриманих при реалізації ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку. Описано методику побудови гібридних статистично-детермінованих моделей, приведено порядок її реалізації для передавача радіолокаційної станції.

У **четвертому** розділі кваліфікаційної роботи присвячено застосуванню методу активного планового експерименту до визначення первинних факторів

та змін конструкції радіоелектронних пристроїв з метою стабілізації його роботи. Описано експеримент щодо моделювання процесів складання прийомо-передавача, побудовано матрицю повного факторного експерименту типу 2^6 , визначено допуски на параметри складальних деталей прийомо-передавача.

Висновки містять загальні результати по розділах роботи та результати виконання завдань наведених у вступі.

Мета роботи: розробка методики швидкої побудови математичних моделей процесів складання радіоелектронних пристроїв і вибору оптимальних параметрів їх деталей.

Для досягнення цієї мети необхідно вирішити такі **завдання:**

- провести огляд методів математичного моделювання технологічних процесів складання радіотехнічних пристроїв;

- сформувані методичні засади активного планового експерименту відповідно до задач моделювання технологічних процесів складання радіоелектронних пристроїв;

- розробити методику складання ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку, сформувані концепцію;

- адаптувані методику побудови гібридної статистично - детермінованої моделі для прийомо-передавача радіолокаційної станції;

- отримати математична модель прийомо-передавача у вигляді аналітичної залежності потужності вихідного високочастотного сигналу від первинних конструктивно-технологічних факторів, визначити конструктивно-технологічні фактори.

- сформовані рекомендації, спрямовані на підвищення стабілізації потужності вихідного високочастотного сигналу прийомо-передавача.

Об'єкт дослідження: процес оперативного і цілеспрямованого контролю точності складання та стабільності вихідних параметрів радіоелектронних пристроїв.

Предмет дослідження: теоретичні та практичні завдання формування і впровадження у виробництво технологічного проектування методики оперативної побудови математичних моделей процесів складання радіоелектронних пристроїв і вибору оптимальних параметрів їх частин.

Наукова новизна отриманих результатів. В роботі отримано такі наукові результати:

вперше:

- запропонована методика активного планового експерименту до визначення первинних факторів та змін конструкції радіоелектронних пристроїв з метою стабілізації їх роботи. Описана методика на відміну від базової дозволила отримати аналітичну залежність потужності вихідного високочастотного сигналу прийомо-передавача, який взятий згідно до ТЗ як об'єкт дослідження, від первинних конструктивно-технологічних факторів;

дістали подальшого розвитку:

- методика вибору первинних конструктивно-технологічних факторів для проведення повного факторного експерименту. Розвиток методики полягає у визначенні факторів стосовно параметрів деталей та вузлів задаючого генератора радіолокаційного прийомо-передавача;

- методика проведення повного факторного експерименту 2^6 для радіоелектронних пристроїв. Розвиток методики враховує складання матриці експерименту, отримання математичної моделі із врахуванням статистичної обробки параметрів відтворюваності проведеного експерименту, умов визначення допусків на параметри складальних деталей.

Практична цінність отриманих результатів.

Наведено методики статистичної обробка експериментальних даних отриманих при реалізації ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку і вище порядків, що дозволяє провести оперативний синтез моделей складання радіоелектронних пристроїв та здійснити перевірку адекватності отриманих моделей. Дані рекомендації щодо застосування методики побудови гібридних статистично-детермінованих моделей.

Запропоновані рекомендації мають практичну цінність у випадках, коли радіоелектронний пристрій складається з декількох незалежних каскадів, таких, що варіювання первинних конструктивно-технологічних факторів одного з них змінює вихідні характеристики тільки цього каскаду, а взаємний вплив всіх каскадів на характеристику яка моделюється відомий заздалегідь.

Публікації. Основні положення та основні результати кваліфікаційної дипломної роботи апробовано та відображено у статті в фаховому журналі «Вісник Хмельницького національного університету. Технічні науки» № 5, 2021 рік.

1 ОГЛЯД МЕТОДІВ МАТЕМАТИЧНОГО МОДЕЛЮВАННЯ ТЕХНОЛОГІЧНИХ ПРОЦЕСІВ СКЛАДАННЯ РАДІОТЕХНІЧНИХ ПРИСТРОЇВ

1.1 Математична модель технологічного процесу збирання та вимоги до неї

Під математичною моделлю технологічного процесу складання розуміється такий його математичний опис, який з необхідною для даних виробничих умов точністю відображає закономірності формування виробу, що збирається і (або) його вихідних контрольованих характеристик [16-21].

Стосовно до задачі цілеспрямованого і оперативного управління точністю процесів складання сучасних РЕП відповідні математичні моделі повинні являти собою рівняння і (або) побудовані на їх основі логічні правила, таблиці, номограми, що відображають закономірності формування вихідних характеристик виробів, які складаються, залежно від поточних значень первинних конструктивно-технологічних факторів: розмірно-геометричних і функціонально-фізичних параметрів складових частин, в тому числі, параметрів ланок-компенсаторів і регульовальних елементів.

За необхідності в математичні моделі складання в якості первинних факторів можуть бути включені технологічні режими здійснення складальних операцій, наприклад, режими полімеризації компаундів, зусилля запресовування, температура і час пайки, тип припою і т.п.

Використання математичних моделей процесів складання при технологічному проектуванні і безпосередньо в серійному виробництві дозволяє:

- вибирати оптимальні для конкретних виробничих умов методи забезпечення заданої точності вихідних характеристик РЕП;

- при необхідності обґрунтовано корегувати та перерозподіляти допуски на розмірно-геометричні та функціонально-фізичні параметри складових частин об'єктів складання;

- оптимізувати режими здійснення типових складальних операцій;

- вибирати об'єктивні методи та засоби контролю складальних одиниць;

- достовірно прогнозувати величину і напрямок регулювальних та підгоночних робіт як під час складання РЕП, так і при остаточному складанні виробів, а також на етапі їх випробувань.

В цілому, математична модель збірки може бути представлена як:

$$y = F(q_i), \quad (1.1)$$

де: y - модельована вихідна характеристика об'єкту (процесу) складання, наприклад, потужність вихідного сигналу, його частота, механічні напруження в деталях та ін.; q_i - первинні конструктивно-технологічні фактори, які визначають вихідну характеристику, яка моделюється ($i = 1, 2 \dots p'$); F – функціонал, тобто математичний символ перетворення, зумовлений конкретним видом математичної моделі.

Взагалі об'єкт (процес) складання може мати декілька вихідних характеристик, що, природно, не змінює загального принципового підходу до моделювання відповідних технологічних процесів [22-30].

При проектуванні багатоопераційних процесів складання, які характерні для радіоелектронної апаратури, доцільно йти шляхом побудови математичних моделей окремих складальних операцій або моделей складання окремих вузлів та каскадів з наступним описом зв'язків між ними.

Математична модель складання повинна мати необхідну точність відповідності реальному технологічному процесу. Відповідність цій вимозі забезпечується включенням в процес моделювання достатнього числа первинних конструктивно-технологічних факторів та наступним адекватним,

тобто достовірним математичним описом їх спільного впливу на вихідну характеристику, яка моделюється.

Математична модель об'єкту (процесу) складання повинна відповідати вимозі достатньої чутливості, що проявляється в значних змінах модельованої характеристики при регламентованих в конструкторській та технологічній документації варіаціях первинних конструктивно-технологічних факторів.

Вимогою, пов'язаною з використанням ЕОМ для технологічного проектування, в тому числі для точних розрахунків, є безперервність математичної моделі процесу складання.

Ця вимога передбачає справедливість однієї і тієї ж математичної моделі для усіх можливих в даних умовах діапазонів варіювання відповідних конструктивно-технологічних факторів.

Розглянуті математичні моделі можуть бути представлені в наочній формі графіків, таблиць та (або) монограм, що дає можливість використовувати результати моделювання безпосередньо на робочому місці складальника для ефективного управління якістю складання, а також проводити цілеспрямоване регулювання виробів на випробувальних стендах.

1.2 Класифікація математичних моделей процесів складання

В даний час існує досить умовний поділ математичних моделей технологічних процесів, в тому числі процесів складання, на детерміновані і статистичні (імовірнісні) [16].

Детерміновані моделі будуються на основі теоретичного опису однозначних функціональних взаємозв'язків між вихідними характеристиками об'єктів (процесів) складання і первинними структурно-технологічними факторами. Ці математичні моделі часто є системами алгебраїчних і (або) диференціальних рівнянь.

Детерміновані математичні моделі складання дозволяють ще на етапі проектування РЕП отримати найбільш загальні для цілого класу виробів конструктивно-технологічні рішення в частині обґрунтованого вибору методів управління точністю розглянутих технологічних процесів.

Найпростішим прикладом детермінованої математичної моделі збірки є рівняння розмірного ланцюга, що дозволяє прогнозувати точність отримання останньої ланки як в партії виробів, так і для кожного конкретного екземпляра складальної одиниці, і знаходити при необхідності необхідну величину і напрямок компенсації сумарної похибки

Детермінований підхід до побудови математичних моделей збірки РЕП, пов'язаний з необхідністю теоретичного опису процесів, що в них протікають, може потребувати неприпустимо великих витрат часу на технологічне проектування.

Статистичні моделі технологічних процесів складання в загальному випадку є математичним описом зв'язків між параметрами законів розподілу вихідних характеристик виробів, які складаються та параметрами законів розподілу первинних конструктивно-технологічних факторів [17].

Статистичні моделі технологічних процесів складання зазвичай подаються у вигляді рівнянь регресії або автокореляційних функцій [20].

Детермінований і статистичний підхід до побудови математичних моделей збірки не тільки не виключають один одного але, навпаки, органічно пов'язані між собою, так як достовірність детермінованих моделей зазвичай підтверджується статистичною обробкою експериментальних даних, а статистичні моделі формуються з урахуванням теоретичних передумов про фізичну сутність того чи іншого технологічного процесу [4].

Найбільш відомим статистичним методом побудови математичних моделей технологічних процесів є апарат множинної кореляції, який досить ефективно зарекомендував себе в умовах масового і крупносерійного виробництва.

Застосування методу множинної кореляції дозволяє, як правило, представити математичну модель процесу складання в наочній формі лінійного полінома (ряду):

$$y = A_0 + A_1 q_1 + A_2 q_2 + \dots + A_n q_n \quad (1.2)$$

де y - характеристика технологічного процесу або об'єкту складання, яка моделюється; q_n – первинні конструктивно-технологічні фактори $A_0 + A_1 q_1 + A_2 q_2 + \dots + A_n q_n$ - постійні для даного процесу або об'єкту складання коефіцієнти, які розраховуються за результатами статистичної обробки експериментальних даних.

При використанні вказаного методу для кожного i -го первинного фактору та модельованої вихідної характеристики « y » необхідно мати зазвичай не менше 50-100 пар спостережних значень, отриманих шляхом реалізації масивного експерименту.

За малої серійності випуску РЕП, а також неможливості побудови представницьких кореляційних полів в межах технологічного розкиду таких первинних факторів, як чистота обробки поверхонь, зусиль притиску деталей і т.д. істотно ускладнюється використання методу множинної кореляції для цілей оперативної побудови моделей, які цікавлять нас, навіть в умовах налагодженого виробництва РЕП.

Розглянутий метод побудови математичних моделей принципово непридатний на етапах відпрацювання конструкції нових виробів, підготовки їх серійного випуску, тобто за відсутності необхідних представницьких статистичних даних.

Вказаних принципальних недоліків практично позбавлені статистичні методи активного планового експерименту (АПЕ), які набули поширення на даний час в різних галузях науки та техніки [5].

Висновки по розділу 1

В першому розділі магістерської кваліфікаційної роботи проведено огляд методів математичного моделювання технологічних процесів складання радіотехнічних пристроїв. Сформована математична модель збірки. Встановлено, що математична модель об'єкту (процесу) складання повинна відповідати вимозі достатньої чутливості, що проявляється в значних змінах модельованої характеристики при регламентованих в конструкторській та технологічній документації варіаціях первинних конструктивно-технологічних факторів. Описано підхід до формування математичної моделі процесу складання із застосуванням методу множинної кореляції. Визначено, що статистичні моделі технологічних процесів складання зазвичай подаються у вигляді рівнянь регресії або автокореляційних функцій.

2 МЕТОДИКА АКТИВНОГО ПЛАНОВОГО ЕКСПЕРИМЕНТУ ВІДПОВІДНО ДО ЗАДАЧ МОДЕЛЮВАННЯ ТЕХНОЛОГІЧНИХ ПРОЦЕСІВ СКЛАДАННЯ РАДІОЕЛЕКТРОННИХ ПРИСТРОЇВ

2.1 Методичні засади активного планового експерименту

Щодо задач моделювання технологічних процесів складання методична сутність статистичних принципів активного планованого експерименту (АПЕ), наступна:

- мінімізується загальна кількість дослідів, необхідних для формування шуканих математичних моделей;
- всі досліді проводяться за формалізованою програмою, вигляд якої практично не залежить від фізичної сутності процесу або об'єкту складання, а визначається незалежних первинних конструктивно-технологічних факторів;
- у кожному досліді всі незалежні первинні конструктивно-технологічні фактори примусово та одночасно варіюються по спеціальним правилам на фіксованих рівнях;
- результати проведеного таким чином експерименту піддаються статистичній обробці по формалізованим правилам, що дозволяє приймати обґрунтовані рішення на кожному етапі побудови математичної моделі і перевірки її адекватності (достовірності);
- для статистичної обробки результатів проведення АПЕ можуть бути використані стандартні програми сучасних ЕОМ.

В результаті статистичної обробки даних, отриманих при проведенні АПЕ, шукана математична модель може бути представлена в зручній для наступних конструкторських і технологічних розрахунків формі алгебраїчного полінома (ряду), зазвичай не вище другого ступеня:

$$y = B_0 + \sum_{i=1}^K B_i q_i + \sum_{i=1}^K B_{ii} q_i^2 + \sum_{i \neq j}^K B_{ij} q_j \quad (2.1)$$

де y - вихідна модельована характеристика процесу (об'єкту) складання
 B_0, B_i, B_{ii}, B_{ij} - постійні коефіцієнти

K - кількість первинних конструктивно-технологічних факторів q_i ,
 включених в процес моделювання.

Наприклад, для $K=2$ математична модель складання в принципі може
 мати вигляд:

$$y=B_0+ B_iq_i+B_2q_2+ B_{11}q_1^2+ B_{22}q_2^2+B_{12}q_1q_2 \quad (2.2)$$

У спеціальній літературі вирази виду (2.1) називають часто рівняннями
 регресії [5, 6].

АПЕ може проводитися не тільки на реальному фізичному об'єкті, але і
 на детермінованій математичній моделі РЕП і (або) відповідного
 технологічного процесу складання, якщо такі є в розпорядженні дослідника.

У цих випадках використання принципів АПЕ дозволяє звести складну
 детерміновану математичну модель об'єкту складання або відповідного
 технологічного процесу до наочної і зручної для практичних цілей
 поліноміальної форми, тобто у вигляді (2.1).

2.2 Вимоги до модельованої вихідної характеристики процесу складання

Модельована вихідна характеристика об'єкту (процесу) складання - це
 ознака, щодо якої будується шукана математична модель.

Прикладами модельованих характеристик розглянутих РЕП або
 процесів складання можуть служити потужність вихідного сигналу, його
 частота і т.п.

Модельована вихідна характеристика процесу складання повинна
 оцінюватись кількісно, тобто повинна задаватись цілком визначеним числом.

Безліч значень, які може приймати вихідна характеристика процесу складання, називається областю її визначення. Области визначення можуть бути безперервними і дискретними (переривчастими).

Наприклад, величина потужності вихідного сигналу - це вихідна характеристика з безперервною областю визначення, так як вона може приймати будь-яке значення в деяких межах. Кількість бракованих складальних одиниць - приклад вихідної характеристики з дискретною областю визначення.

Методи і засоби вимірювання вихідних характеристик сучасних РЕП, як правило, регламентуються у відповідній конструкторській та технологічній документації.

Способи фізичного виміру можливих модельованих параметрів якості складання можуть бути обґрунтовано вибрані за результатами аналізу спеціальної літератури.

У всіх випадках необхідно віддавати перевагу вже апробованим на практиці методам і засобам виміру відповідних модельованих характеристик розглянутих РЕП і (або) процесів складання.

У тих випадках, коли в розпорядженні дослідника з тих чи інших причин немає об'єктивного способу фізичного виміру результатів моделювання, можна скористатися прийомом ранжування. При цьому модельованій характеристиці присвоюються умовні кількісні оцінки - ранги по заздалегідь обраній шкалі: двухбальній, п'ятибальній, десятибальній і т.п.

Порівняно з фізичними методами вимірювання модельованих характеристик ранговий підхід менш чутливий і з його допомогою важко вивчати досить тонкі ефекти взаємодії первинних конструктивно-технологічних факторів.

Бажано, щоб модельована вихідна характеристика виражалася одним числом, наприклад, показанням відповідного вимірювального приладу, тобто без проведення будь-яких додаткових обчислень.

Модельована характеристика розглянутих РЕП і (або) процесів складання повинна бути однозначною в статистичному сенсі. Відповідність цій вимозі практично означає, що заданому набору первинних факторів повинно відповідати одне, з точністю до помилки експерименту значення вихідної характеристики [8].

З усіх можливих в даних конкретних умовах модельованих характеристик того чи іншого об'єкта (процесу) складання необхідно вибрати ту, яка визначається з найбільшою можливою точністю.

Модельована характеристика повинна мати достатню універсальність (повноту), тобто повинна всебічно характеризувати досліджуваний технологічний процес.

2.3 Вимоги до первинних конструктивно-технологічних факторів

Під первинним конструктивно-технологічним фактором розуміється змінна величина, відповідна конкретному способу впливу на модельований об'єкт і (або) процес складання та яка приймає в деякий момент часу цілком певне значення.

Прикладами первинних конструктивно-технологічних факторів стосовно завдань моделювання процесів складання можуть служити розмірно-геометричні та функціонально-фізичні параметри складових частин виробів, які складаються: чистота обробки поверхні, зусилля запресовування, притиску і т.д.

Кожний розглянутий первинний фактор має свою область визначення, під якою розуміється сукупність всіх значень, які він може приймати в заданому АПЕ.

Первинні конструктивно-технологічні фактори поділяються на кількісні та якісні.

Кількісні фактори, наприклад, розмірно-геометричні та фізико-механічні параметри деталей, що збираються, режими здійснення складальних операцій, які можуть бути безпосередньо виміряні тим або іншим способом.

Якісні фактори - це різні технологічні прийоми, різні типи складального обладнання, кваліфікація складальників і т.д.

Первинні фактори, що включаються в АПЕ, повинні бути керованими. Ця вимога означає, що експериментатор, вибравши широке значення фактора, може підтримувати його постійним протягом всього досліду.

Первинні конструктивно-технологічні фактори повинні бути операційно заданими. Під цією вимогою розуміється необхідність однозначного зазначення дій, за допомогою проведення яких встановлюється конкретне значення тобто рівень кожного фактору, а також необхідність конкретної вказівки методу і засобу його вимірювання.

При виборі розмірності первинних факторів необхідно враховувати існуючу в серійному виробництві методику їх вимірювання. Точність виміру цих факторів повинна знаходитися у відповідності з діапазонами їх зміни в даному АПЕ, тобто областями їх визначення.

У АПЕ можуть бути включені тільки незалежні конструктивно-технологічні фактори. Ця вимога означає можливість примусового встановлення кожного фактору на будь-якому обраному рівні незалежно від рівнів інших факторів [13, 17].

Первинні конструктивно-технологічні чинники повинні відповідати вимозі сумісності. Іншими словами, всі можливі в даному АПЕ комбінації рівнів первинних факторів повинні бути здійснені без порушення фізичної цілісності об'єктів складання і прийнятними з точки зору техніки безпеки.

Відбір первинних факторів, що включаються в АПЕ та відповідають перерахованим в п.п. 2.2 повинні базуватися на ретельному аналізі принципів дії і конструктивних особливостей об'єктів складання, фізичної сутності того чи іншого технологічного процесу, а також вивченні досвіду серійного

виробництва і результатів раніше проведених досліджень у відповідних областях технології

Від вдалого вибору факторів практично повністю залежить успіх проведення всього АПЕ і можливість ефективного використання отриманої математичної моделі при конструкторській та технологічній підготовці виробництва.

2.4 Методика проведення повного факторного експерименту типу 2^k

Практика використання принципів АПЕ для цілей моделювання різноманітних технологічних процесів, в тому числі і процесів складання розглянутих РЕП, показує, що при відносно невеликих варіаціях первинних конструктивно-технологічних факторів для адекватної апроксимації невідомої нам функції виду (2.1) можна обмежитися неповним квадратичним поліномом

$$y = B_0 + \sum_{i=1}^K B_i q_i + \sum_{i \neq j}^K B_{ij} q_i q_j \quad (2.3)$$

Для побудови математичних моделей процесів складання в формі (2.3) найбільш ефективним є АПЕ, в якому первинні конструктивно-технологічні чинники q_i варіюються тільки на двох рівнях.

АПЕ, у якому фактори q_i варіюються тільки на двох рівнях, називається повним факторним експериментом (ПФЕ) типу 2^k .

Для реалізації вказаного ПФЕ та розрахунку коефіцієнтів « B » полінома (2.3) необхідно провести не більше N дослідів, причому:

$$N = 2^k \quad (2.4)$$

Кількість коефіцієнтів « B » моделі (2.3), які розраховуються за результатами проведення ПФЕ типу 2^k , також дорівнює N .

Первинні фактори q_i , що включаються в ПФЕ типу 2^k , відбираються з урахуванням положень п.2, 3, і повинні відповідати вимогам п.п.2.3.5-2.3.9.

При цьому для кожного фактору визначається, виходячи з поставленого завдання, його можливе в даному АПЕ максимальне і мінімальне значення.

Для формалізації правил проведення ПФЕ типу 2^k та полегшення процедури обчислення коефіцієнтів «В» полінома (2.3) первинні конструктивно-технологічні фактори кодуються в безрозмірну форму.

В кодованих значеннях первинних факторів шукана математична модель набуває вигляду:

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^K b_i x_i + \sum_{i \neq j} b_{ij} x_i x_j \quad (2.5)$$

де b_0, b_i, b_{ij} – коефіцієнти моделі, записаної в кодованих значеннях факторів; x_i – кодоване (безрозмірне) значення i -того первинного конструктивно-технологічного фактору.

При цьому:

$$x_i = \frac{q_i - q_{oi}}{J_{qi}} \quad , \quad (2.6)$$

$$J_{qi} = \frac{1}{2} (q_{imax} - q_{imin}) \quad , \quad (2.7)$$

$$q_{oi} = \frac{1}{2} (q_{imax} + q_{imin}) \quad . \quad (2.8)$$

де q_{imax} – максимальне значення i - го первинного фактору (верхній рівень фактору); q_{imin} – мінімальне значення i - го первинного фактору (нижній рівень фактору); J_{qi} – інтервал (крок) варіювання i – го первинного

фактору; q_{oi} – середнє (номінальне) значення i – го фактору тобто його основний рівень.

Якщо первинні конструктивно-технологічні фактори варіюються відповідно до граничних допустимих відхилень на розмірно-геометричні та функціонально-фізичні параметри складових частин РЕП, то:

$$J_{qi} = \frac{1}{2} \delta_{qi}, \quad (2.9)$$

де δ_{qi} – поле допуску на відповідний параметр (фактор). При цьому величина q_{oi} співпадає з координатою середини поля допуску.

Зі співвідношень (2.6) – (2.8) випливає, що при будь-якій розмірності первинних факторів q_i , тобто незалежно від фізичної сутності об'єкта, що моделюється і (або) процесу збирання:

$$\left. \begin{aligned} x_{imax} &= +1 \\ x_{imin} &= -1 \\ x_{oi} &= 0 \end{aligned} \right\} \quad (2.10)$$

де $x_{imax}, x_{imin}, x_{oi}$ – відповідно кодовані значення верхнього, нижнього та основного рівня первинних конструктивно-технологічних факторів.

Для якісних факторів (див.п.2.2) порядок рівнів не має значення, тобто один з них довільно позначається $+1$, а другий -1 .

Після відбору первинних факторів q_i , які включаються в даний ПФЕ типу 2^k , дані про їх рівні та інтервали варіювання необхідно звести в спеціальну таблицю, форма заповнення якої ілюструється таблицею 2.1.

Формалізована стратегія проведення ПФЕ типу 2^k представляється у вигляді матриці, правила заповнення якої на прикладі 3-х первинних факторів, тобто коли у відповідності з формулою (2.4) $N=8$, ілюструється табл.2.2.

Таблиця 2.1 – Вихідні дані первинних конструктивно-технологічних факторів, які включаються в ПФЕ типу 2^k

№ з/п	Найменування, позначення і розмірність фактору	Рівні факторів			Інтервал варіювання J_{qi}
		Верхній $q_{imax}(+1)$	Нижній $q_{imin}(-1)$	Основний $q_{oi}(0)$	
1	2	3	4	5	6
1	$q_1(x_1)$				
2	$q_2(x_2)$				
...
i	$q_i(x_i)$				
...
k	$q_k(x_k)$				

Насамперед, заповнюється стовпець фіктивної змінної $x_0 = +1$, яка не впливає на результати проведення ПФЕ і необхідної лише для обчислення коефіцієнта b_0 полінома.

Заповнюються стовпці кодіваних факторів x_1, x_2, x_3 які безпосередньо приймають участь в реалізації ПФЕ. Для x_1 знаки при одиниці чергуються через один; для x_2 – через два; для x_3 – через чотири. У загальному випадку для « K » факторів чередування знаків при одиниці у кожному стовпці x_i ведеться по ступеням 2^{i-1} , ($i=1,2,\dots,k$)

Стовпці взаємодій факторів ($x_1x_2, x_1x_3, x_2x_3, i x_1x_2x_3$ в табл.2) отримуються простим формальним перемноженням символів $+1$ і -1 для x_i у кожному i -му рядку матриці.

З метою спрощення записів при формуванні матриць ПФЕ типу 2^k замість кодіваних значень факторів $+1$ і -1 , а також їх взаємодій зазвичай використовуються відповідні їм позначення « $+$ » або « $-$ », а стовпець фіктивної

змінної $x_0 = +1$ умовно опускається.

Таблиця 2.2 – Матриця ПФЕ 2^3

№ досліду	x_0	План			Вплив				Експеримент			Розрахункові дані			
		x_1	x_2	x_3	x_1x_2	x_1x_3	x_2x_3	$x_1x_2x_3$	y_{u1}	y_{u2}	y_{um}	\bar{y}_u	$\delta^2\{y_u\}$	\widehat{y}_u	Δy
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	y_{11}	y_{12}	y_{1m}	\bar{y}_1	$\delta^2\{y_1\}$	\widehat{y}_1	Δy_1
2	+1	-1	+1	+1	-1	-1	+1	-1	y_{21}	y_{22}	y_{2m}	\bar{y}_2	$\delta^2\{y_2\}$	\widehat{y}_2	Δy_2
3	+1	+1	-1	-1	-1	+1	-1	-1	y_{31}	y_{32}	y_{3m}	\bar{y}_3	$\delta^2\{y_3\}$	\widehat{y}_3	Δy_3
4	+1	-1	-1	-1	+1	-1	-1	+1	y_{41}	y_{42}	y_{4m}	\bar{y}_4	$\delta^2\{y_4\}$	\widehat{y}_4	Δy_4
5	+1	-1	+1	-1	+1	-1	-1	-1	y_{51}	y_{52}	y_{5m}	\bar{y}_5	$\delta^2\{y_5\}$	\widehat{y}_5	Δy_5
6	+1	-1	+1	-1	-1	+1	-1	+1	y_{61}	y_{62}	y_{6m}	\bar{y}_6	$\delta^2\{y_6\}$	\widehat{y}_6	Δy_6
7	+1	+1	-1	-1	-1	-1	+1	+1	y_{71}	y_{72}	y_{7m}	\bar{y}_7	$\delta^2\{y_7\}$	\widehat{y}_7	Δy_7
8	+1	-1	-1	-1	-1	+1	+1	-1	y_{81}	y_{82}	y_{8m}	\bar{y}_8	$\delta^2\{y_8\}$	\widehat{y}_8	Δy_8

Можливі поєднання рівнів +1 і -1 утворюють вершини квадрата ($N = 4$),

всередині якого і розташована область даного експерименту. Для $K = 3$ область експерименту обмежується вершинами куба ($N = 8$).

У загальному випадку (при $K > 3$) для геометричного визначення області експерименту, в якій будується цікавий для нас математичний опис процесу (об'єкта) складання, вводиться умовне поняття гіперкуба ($N > 8$).

Матриці ПФЕ типу 2^k задовольняють цілому ряду умов, виконання яких повинно обов'язково перевірятися в кожному конкретному випадку.

Умова симетричності матриць ПФЕ типу 2^k записується як:

$$\sum_{u=1}^n x_i u = 0, \quad (2.11)$$

де u – номер дослід (рядка) ($u=1,2,\dots,N$); i – номер первинного фактору ($i = 1,2,\dots,k$), тобто номер стовпця x_i .

Виконання умови (2.11) означає, що алгебраїчна сума елементів кожного стовпця повинна дорівнювати нулю, тобто кількість символів $+1$ має дорівнювати кількості символів -1 в кожному стовпці x_i .

Умова нормування матриць ПФЕ типу 2^k має вигляд:

$$\sum_{u=1}^N x_i^2 u = N \quad (2.12)$$

Виконання умови (2.12) обумовлюється тим, що елементами кожного i -ого стовпця ПФЕ типу 2^k є символи $+1$ і -1 .

Умова ортогональності матриць ПФЕ типу 2^k записується як:

$$\sum_{u=1}^N x_{iu} x_{ju} = 0; \quad (2.13)$$

де під i і j розуміються номери факторів (стовпців).

Умова (2.13) має задовольнятися і для взаємодій факторів вищого порядку (наприклад, потрійного $x_1 x_2 x_3$ - в табл.2).

Реалізація ПФЕ, подібно наданому в табл. 2.2 означає, що в першому досліді первинні конструктивно-технологічні фактори встановлюються на рівнях $q_{1\max}$, $q_{2\max}$, $q_{3\max}$ після чого вимірюється модельована характеристика «у» об'єкту (процесу) складання; у другому досліді реалізуються рівні факторів $q_{1\min}, q_{2\max}, q_{3\max}$, в третьому досліді – $q_{1\max}, q_{2\min}, q_{3\max}$ і т.п. у відповідності з кодованими значеннями факторів +1 и -1 в кожному рядку матриці.

Для наступної оцінки впливу неврахованих конструктивно технологічних факторів і (або) випадкових перешкод кожен дослід ($u=1,2,\dots,N$) відтворюються m разів.

Для виключення впливу на результати експерименту помилок, викликаних зовнішніми умовами, наприклад, зміною в часі температури навколишнього середовища, дрейфом параметрів вимірювальної установки, можливими варіаціями хімічного складу однієї і тієї ж марки технологічного матеріалу і т.д., досліді необхідно рандомізувати в часі (термін рандомізація походить від англійського слова "random" - випадковий).

Рандомізація порядку проведення дослідів АПЕ забезпечується шляхом використання таблиці випадкових чисел (додаток А).

Наприклад, для ПФЕ 2^8 ($N = 8$) в будь-якому випадковому місці цієї таблиці, нехай це буде в даному випадку 5-й рядок 3-го стовпця, послідовно виписуються числа з 1 по 8 з відкиданням чисел більше 8 і вже виписаних. У кожному прикладі виходить така послідовність; 8,5,2,1,3,7,4,6. Це означає, що першим реалізується досвід №8, другим - досвід №5, третім - дослід №2 і т.д.

При проведенні ПФЕ типа 2^k на вже існуючій в розпорядженні дослідника детермінованій математичній моделі об'єкта і (або) процесу збирання під реалізацією u -го досліді розуміється результат обчислення вихідної характеристики «у» і функції фактичних значень $q_{i\max}$ и $q_{i\min}$ для кожної u -ї комбінації цих первинних факторів. Очевидно, що в подібних випадках реалізації ПФЕ нема необхідності рандомізувати такі умовні

досліди.

2.5 Статистична обробка результатів проведення ПФЕ типу 2^к

Результати проведення ПФЕ типу 2^к, підлягають статистичній обробці за формалізованими правилами, не залежними від фізичної сутності об'єкту (процесу) збирання.

Насамперед, для кожного u -го дослідження знаходиться \bar{y}_u – середнє значення модельованої характеристики (див.табл.2.2):

$$\bar{y}_u = \frac{\sum_{p=1}^m y_{up}}{m}, \quad (2.14)$$

де \bar{y}_u - результат окремого u -го дослідження ($p=1,2,\dots,m$)

m - число повторних спостережень в кожному u -му рядку ($m = \text{const}$)

Для кожного з N дослідів знаходиться величина дисперсії $s^2\{y_u\}$ модельованої характеристики:

$$s^2\{y_u\} = \frac{\sum_{p=1}^m (y_{up} - \bar{y}_u)^2}{m-1}. \quad (2.15)$$

Перевіряється гіпотеза однорідності дисперсій $s^2\{y_u\}$ за допомогою критерія Кохрена (додаток Б). При цьому розраховується величина G_k :

$$G_k = \frac{s^2\{y_u\}_{\max}}{\sum_{u=1}^N s^2\{y_u\}}. \quad (2.16)$$

При числі ступенів свободи f_1 для чисельника формули (2.16)

$$f_1 = m - 1; \quad (2.16 \text{ a})$$

$$f_2 = N; \quad (2.16 \text{ б})$$

Для знаменника де $S^2\{y_u\}max$ - максимальне значення дисперсії зі всіх розрахованих $S^2\{y_u\}$.

Розрахована по формулі (2.16) величина G_k порівнюється з табличним значенням G_{kt} при вибраному, зазвичай 95% рівню довірчої ймовірності [18].

$$\text{Якщо} \quad G_k < G_{kt}, \quad (2.17)$$

то гіпотеза однорідності $s^2\{y_u\}$ приймається. В іншому випадку доцільно, насамперед, вийти на перетворення модельованої характеристики до виду

$$\sqrt{y_i} \frac{1}{y_i} \ln y \text{ і т.д.}$$

У випадках, коли і зазначені в п.2.2 перетворення не дозволяють отримати однорідні дисперсії в N дослідах, то слід підвищувати точність фіксації первинних факторів q_i на відповідних рівнях, зменшити похибки вимірювання самої модельованої характеристики, а також збільшувати число повторень кожного u -го дослідю.

Якщо з яких - небудь причин число повторень кожного u -го дослідю неоднакове, то значення статистик \bar{y}_u і $S^2\{y_u\}$ розраховується відповідно по формулі:

$$\bar{y}_u = \frac{\sum_{p=1}^{m_u} y_{up}}{m_u} \quad (2.18)$$

$$s^2\{y_u\} = \frac{\sum_{p=1}^{m_u} (y_{up} - \bar{y}_u)^2}{m_u - 1} \quad (2.19)$$

де m_u - число повторних спостережень для конкретного u -го дослідю ($m_u \neq \text{const}$); y_{up} - результат окремого u -го дослідю ($P = 1, 2, \dots, m_u$).

При $m_u \neq \text{const}$ гіпотеза однорідності дисперсій $s^2\{y_u\}$ проводиться за допомогою критерія Бартлета [15], методика розрахунку і використання яким наводиться у більшості робіт по математичній статистиці, наприклад, [20].

При виконанні умови однорідності дисперсій $s^2\{y_u\}$ в подальшому розраховується s_y^2 - дисперсія відтворюваності даного ПФЕ. Для однакового числа "m" повторень кожного u -го дослідю:

$$s_y^2 = \frac{1}{N} \sum_{u=1}^N s^2\{y_u\} \quad (2.20)$$

При ступенях свободи:

$$f_y = (m-1) N \quad (2.20 \text{ a})$$

При неоднаковому числі повторень кожного u -го дослідю:

$$s_y^2 = \frac{\sum_{u=1}^N f_u s^2\{y_u\}}{\sum_{u=1}^N f_u} \quad (2.21)$$

При ступенях свободи:

$$f_y = \sum_{u=1}^N f_u \quad (2.21 \text{ a})$$

Тут f_u – число ступенів свободи для u -го дослідю, причому:

$$f_u = m_u - 1 \quad (2.21 \text{ б})$$

Коефіцієнти «b» поліному (2.5) за результатами проведення ПФЕ типу 2^k визначається таким чином:

$$b_0 = \frac{\sum_{u=1}^N x_0 \bar{y}_u}{N} \quad (2.22)$$

Очевидно, що b_0 - усереднене по всім N дослідом значення \bar{y}_u :

$$b_i = \frac{\sum_{u=1}^N x_i \bar{y}_u}{N} \quad (2.23)$$

$$b_{ij} = \frac{\sum_{u=1}^N x_{iy} x_{ju} \bar{y}_u}{N} \quad (2.24)$$

Аналогічно за формулою (2.24) можуть бути розраховані і коефіцієнти при взаємодіях факторів більш високого порядку, наприклад, при $x_1 x_2 x_3$ (див. табл. 2.2).

Проводиться перевірка значимості коефіцієнтів моделей розрахованих за формулами (2.22) - (2.24). З цією метою знаходиться величина довірчого інтервалу Δb , спільного для всіх вказаних коефіцієнтів даного ПФЕ типу 2^k .

$$\Delta b = t \cdot S\{b\} \quad (2.25)$$

де $S\{b\}$ -- середнє квадратичне відхилення коефіцієнтів « b » моделі (2.5); причому:

$$S\{b\} = + \sqrt{\frac{S_y^2}{N}} \quad (2.25 \text{ a})$$

t -- табличне значення коефіцієнта Стюдента (додаток В) при 95% довірчій ймовірності та числі ступенів свободи f_y .

$$\text{Якщо} \quad \Delta b \geq |b| \quad (2.26)$$

то даний коефіцієнт полінома (2.5) незначний, тобто можна не брати до уваги вплив відповідного первинного фактору або взаємодію факторів i , відповідно, виключити їх з шуканої моделі.

Розрахунком коефіцієнтів « b » поліному (2.5) та визначенням їх значущості, по суті, закінчується етап формування шуканої математичної моделі.

2.6 Методика перевірки адекватності математичних моделей збирання, побудованих на основі проведення ПФЕ типу 2^k

Під перевіркою адекватності отриманої математичної моделі процесу збирання розуміється встановлення її придатності в даних конкретних умовах, тобто по відношенню до отриманих експериментальних даних.

Перш за все, розраховуються величини \widehat{y}_i — значення модельованої вихідної характеристики об'єкта (процесу) складання передбачені отриманою математичною моделлю шляхом підстановки в неї кодованих значень значущих факторів і їх взаємодій.

Для кожного « i » го дослідю розраховується абсолютна величина нев'язки Δy_i :

$$\Delta y_i = |\widehat{y}_i - \overline{y}_i| \quad (2.27)$$

Розраховується величина S суми квадратів нев'язок $\Delta^2 y_i$, помножених на відповідне число повторень кожного « i » го дослідю.

При однаковому числі m кожного « i » го дослідю:

$$S = m \sum_{i=1}^n m_i \Delta^2 y_i. \quad (2.28)$$

У випадку неоднакового числа повторень m_i дослідів даного ПФЕ:

$$S = \sum_{u=1}^n m_u \Delta^2 y_u. \quad (2.29)$$

Визначається дисперсія адекватності S_{ag}^2 :

$$S_{ag}^2 = \frac{S}{f_{ag}}. \quad (2.30)$$

де f_{ag} – число ступенів свободи для S_{ag}^2 даного ПФЕ, причому $f_{ag}^2 = N - l$.

Тут l – число значущих коефіцієнтів « b » отриманої моделі, включаючи b_0

Розраховується розрахункова величина F – критерія Фішера (додаток Г) по формулі:

$$F = \frac{S_{ag}^2}{S_y^2} \quad (2.31)$$

Розрахункова величина F порівнюється з табличним значенням F_1 , визначеним при 95% довірчої ймовірності її ступенів свободи f_{ag} для чисельника співвідношення (2.31) і f_y – для його знаменника.

$$\text{Якщо} \quad F < F_1, \quad (2.32)$$

то отримана математична модель може бути визнана адекватною.

В іншому випадку, тобто коли умова (2.32) не виконується, потрібна реалізація повторного ПФЕ с введенням цілого ряду уточнень, наприклад, зменшення інтервалів варіювання I_{gi} , включення в експеримент неврахованих раніше первинних факторів q_i .

Окрім перевірки адекватності отриманої моделі за умовою (2.32) звичайно рекомендується перевірити істотність розходження $|\bar{y}_u - b_0|$:

$$\text{Якщо } |\bar{y}_o - b_o| < tS_y, \quad (2.33)$$

тоді ступінь поліному (2.5) цілком достатня, щоби адекватно описати нелінійність невідомої до проведення досліду детермінованої моделі.

В умові (2.33): \bar{y}_o – середнє значення модельованої характеристики об'єкта (процесу) збирання у центрі «плану», тобто в додатковому $N \div 1$ експерименті при $q_i = q_{oi}(x_i = 0)$ (дивитись рис. 2.1); S_y – середнє квадратичне відхилення модельованої характеристики.

$$S_y = + \sqrt{Sy^2} \quad (2.33 \text{ a})$$

де t – коефіцієнт, який має той самий символ, що і в формулі (2.25).

Під \bar{y}_o можна також розуміти в ряді випадків обумовлену в технічних умовах (ТУ) номінальне (середнє) значення вихідної характеристики об'єкта складання.

У випадках, коли умова (2.33) не виконується, необхідно підвищити ступінь нелінійності отриманої моделі, зазвичай до форми повного квадратичного полінома (2.1), що може бути досить просто досягнуто добудовою плану ПФЕ типу 2^k до ортогонального центрально-композиційного плану (ОЦКП) другого порядку.

При невиконанні умови (2.33) можна піти також по шляху звуження інтервалів варіювання I_{qi} первинних факторів або перетворення модельованої вихідної характеристики до виду $y\frac{1}{y}$, \sqrt{y} , $\ln y$ і т.п.

У більшості практичних випадків зазначений шлях перетворень модельованої вихідної характеристики об'єкту (процесу) складання, який не потребує проведення повторного ПФЕ, є найкращим.

При отриманні адекватної математичної моделі складання в формі (2.5) для зручності подальших конструкторських і технологічних розрахунків

рекомендується відповідно до правила переходу (2.6) представити її в натуральних значеннях первинних факторі q_i , тобто звести до вигляду (2.5).

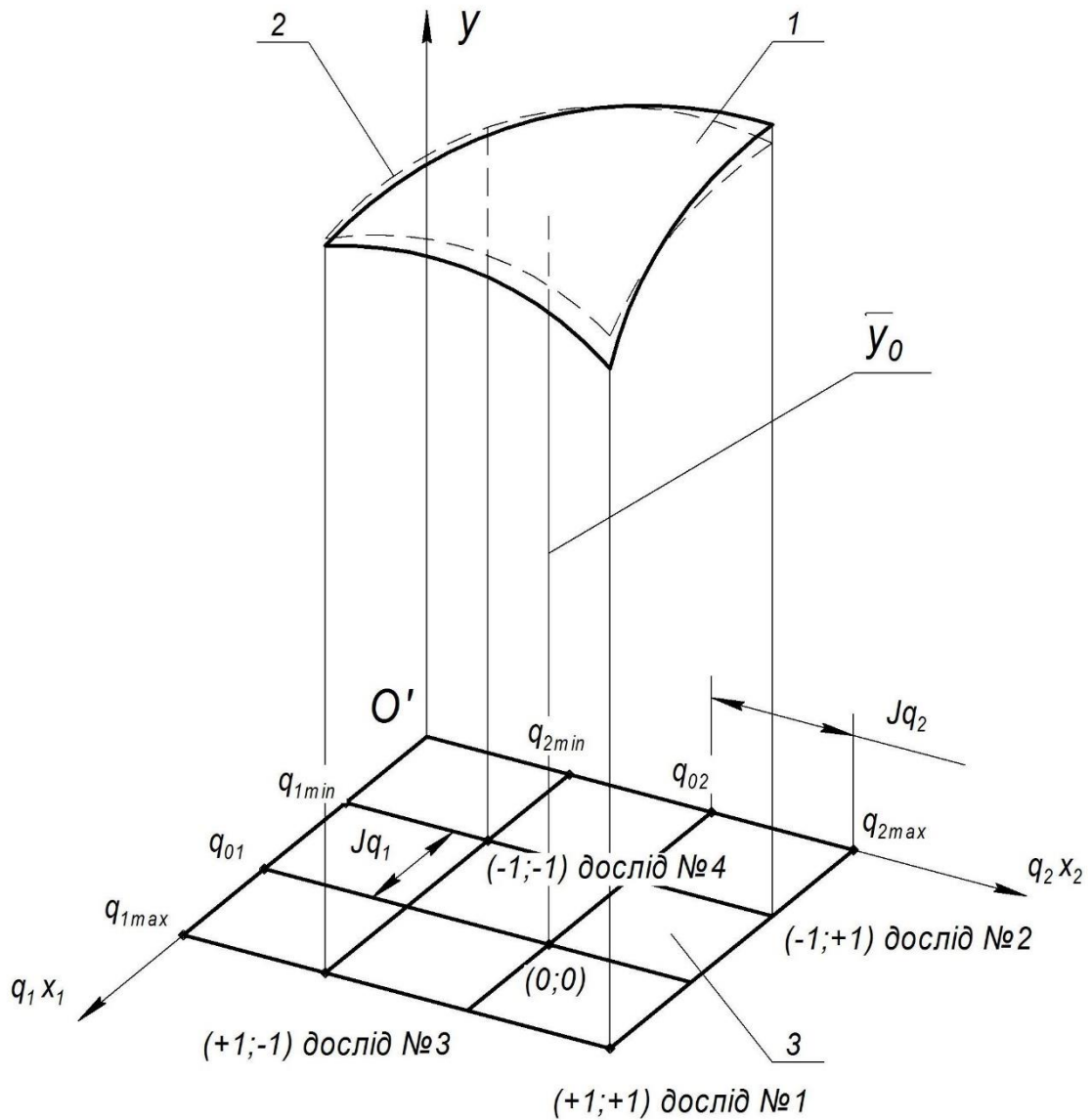


Рисунок 2.1 – Графічна інтерпретація розміщення середнього значення модельованої характеристики об'єкта (процесу) збирання у центрі «плану»: 1 – детермінована залежність $y = F(q_1, q_2)$; 2 – апроксимуючий поліном виду $y = B_0 + B_1q_1 + B_2q_2 + B_{12}q_1q_2$ або $y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_{12}x_1x_2$; 3 – область експерименту \bar{y}_0 – значення модельованої характеристики в «центрі» плану

2.7 Особливі випадки перевірки адекватності математичних моделей збирання, побудованих на основі проведення ПФЕ типу 2^k

У практиці використання ПФЕ типу 2^k з метою моделювання процесів складання може зустрітися ситуація, коли кожен дослід відтворюється тільки один раз ($m = 1$). Зазвичай це має місце, коли за техніко-економічних причин для кожної "и" - і комбінації первинних конструктивно-технологічних факторів q_i можна зібрати кілька об'єктів, що моделюються або даний ПФЕ проводиться розрахунковим шляхом на вже існуючій математичній детермінованій моделі.

Як випливає з формул (2.15) і (2.19) при $m = 1$ принципово неможливо розрахувати дисперсії $S^2\{y_u\}$ у кожному «и» му досліді, а потім і дисперсію відтворюваності S_y^2 данного ПФЕ. В результаті неможливо оцінити значимість коефіцієнтів «b» отриманої моделі і вирішити питання про її адекватність згідно розглянутої в 2.6 магістерської роботи методики.

В подібних випадках для визначення дисперсії відтворюваності S_y^2 , виходять з того, що модельована характеристика об'єкту (процесу) складання зазвичай вимірюється за допомогою атестованих по точності пристроїв:

$$\text{Тоді } S_y^2 = \frac{A_{np} \cdot K_m^2}{3^2 \cdot 100^2}. \quad (2.34)$$

При числі ступенів свободи $f_y = \infty$

Тут: A_{np} -- граничне значення шкали вимірювального пристрою;

K_m -- клас точності вимірювального пристрою [%].

Визначена за формулою (2.34) дисперсія S_y^2 враховує таким чином випадкове розсіювання модельованої характеристики в припущенні, що кожний «и» й дослід у принципі може бути відтворений багаторазово.

При відсутності атестованих по точності засобів вимірювання модельованих характеристик при $m=1$ і, насамперед, при розрахунковому

проведенні ПФЕ на існуючій моделі , значення дисперсії S_y^2 можна розраховувати по формулі :

$$S_y^2 = \frac{y_{umax} \cdot \Delta_o y_{umax}}{3^2 \cdot 100^2} \quad (2.35)$$

Причому $f_y = \infty$.

В цьому випадку: y_{umax} -- максимальное спостережене у даному ПФЕ типу 2^k значення модельованої характеристики об'єкту (процесу) складання;

$\Delta_o y_{umax}$ -- допустима відносна похибка визначення y_{umax} [%].

Величина $\Delta_o y_{umax}$ призначається у кожному конкретному випадку , виходячи з практичних вимог до точності модельованої характеристики.

Зазвичай приймають $\Delta y_{umax} \approx 5\% - 0\%$

При варіюванні первинних факторів q_i на рівнях, відповідних границям їх полів допусків, перевірка адекватності отриманої моделі по F критерію найчастіше виявляється зайве суворою. Тому у ряді конкретних практичних випадків умову (2.32) адекватності моделі складання можна послабити та користуватись наступним правилом:

$$|\bar{y}_i - \hat{y}_i| \leq \Delta y_{доп} \quad (2.36)$$

де $\Delta y_{доп}$ – допустима невязка (похибка апроксимації), наприклад, 30% - 50% від величини поля допуску на кожну вихідну модельовану характеристику.

При такому підході додаткові умови (2.33) адекватності моделі складання в «центрі» плану даного ПФЕ рекомендується звести до вигляду:

$$|\bar{y}_o - b_o| < \Delta y_{доп} \quad (2.37)$$

Таким чином, якщо по всіх або контрольних точках плану виконуються відповідно умови (2.36) і (2.37), то отримана у результаті проведення ПФЕ типу 2^k математична модель збирання в формі (7) практично може вважатись адекватною.

При досить широких інтервалах варіювання I_{qi} первинних конструктивно-технологічних факторів може виникнути ситуація, коли значущими виявляються всі коефіцієнти полінома (2.5). Тоді відповідно до формули (2.30), $f_{ag} = 0$ і формальна перевірка адекватності отриманої моделі складання за умовою (2.32) неможлива.

У цьому випадку необхідно всередині області даного ПФЕ провести кілька додаткових експериментів і для кожного з них перевірити виконані умови,

$$|\overline{y_g} - \widehat{y_g}| < \Delta y_{\text{дод}} \quad (2.38)$$

де $\overline{y_g}$ - середнє експериментальне значення модельованої характеристики в додатковому експерименті в межах області цього ПФЕ;

$\widehat{y_g}$ - передбачене математичною моделлю складання значення модельованої характеристики об'єкта (процесу) складання для відповідної точки в межах області даної ПФЕ.

Якщо отримана математична модель складання не відповідає і розглянутим спрощеним умовам (2.36) ÷ (2.38), то необхідно використовувати рекомендації, вказані в [20].

2.8 Про можливість скорочення кількості дослідів, необхідних для побудови математичних моделей по формі неповного квадратичного полінома

Відповідно до формули (2.4) при зростанні « K » - кількості первинних конструктивно-технологічних факторів, що входять в процес моделювання,

кількість експериментів, яку необхідно реалізувати для побудови моделі складання у вигляді (2.3) і (2.5) швидко збільшується.

Скорочення кількості N дослідів, які проводяться в принципі може бути досягнуто за допомогою планів - матриць дробового факторного експерименту (ДФЕ).

Основний принцип використання плану ДФЕ полягає в тому, що взаємодія факторів, наприклад, $x_1x_2x_3$ для $K = 3$ або $x_1x_2x_3x_4$ для $K = 4$ апіорі або на основі наявної інформації вважаються незначними.

При зроблених припущеннях стовпцю відповідної незначної взаємодії факторів присвоюється індекс « $K+1$ » для нового первинного конструктивно-технологічного фактору, введеного в існуючу матрицю ПФЕ типу 2^K .

Плани матриці ПФЕ, побудованої таким чином, мають ті ж властивості, що і матриці типу ПФЕ типу 2^K , а реалізація планів ДФЕ здійснюється так само, як і плани ПФЕ типу 2^K .

У разі застосування планів ДФЕ коефіцієнти « b » полінома (2.5), розраховані за формулами (2.22) - (2.24), вже не будуть визначатися в чистому вигляді, а «змішуються» з ефектами інших факторів і їх взаємодій.

Тому у випадках, коли $K > 5$ слід намагатися об'єднати 2-3 первинні фактори в один узагальнений параметр. При цьому для побудови моделі складання необхідно реалізувати план ПФЕ типу 2^3-2^4 , тобто кількість дослідів N не перевищить $8 \div 16$.

Використання планів ДФЕ для розглянутих цілей може бути розширено, по мірі накопичення інформації про ступінь значущості взаємодій первинних факторів q_i в типових математичних моделях складання.

Висновки по розділу 2

Описано методику активного планового експерименту відповідно до задач моделювання технологічних процесів складання радіоелектронних

пристроїв. Конкретизовано основні засади проведення повного факторного експерименту типу 2^k . Окреслено основні вимоги до первинних конструктивно-технологічних факторів при здійсненні повного факторного експерименту. Розглянуто методику перевірки адекватності математичних моделей збирання, побудованих на основі проведення ПФЕ типу 2^k . Дані рекомендації щодо перевірки адекватності моделей складання, скорочення кількості дослідів, побудови математичних моделей у особливих випадках перевірки їх адекватності.

3 МЕТОДИКА СКЛАДАННЯ ОРТОГОНАЛЬНОГО ЦЕНТРАЛЬНО-КОМПОЗИЦІЙНОГО ПЛАНУ ДРУГОГО ПОРЯДКУ

3.1 Концепція реалізації ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку

В цілому ряді характерних для радіоелектронних пристроїв випадків перевірка за умовами (2.33) або (2.37) вказує на той факт, що ступінь полінома (2.5) є недостатньою для побудови адекватних математичних моделей процесів складання.

У подібних ситуаціях відповідні математичні моделі необхідно представити в формі (2.1). У кодованих значеннях первинних факторів зазначені моделі мають вигляд:

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i x_i + \sum_{i=1}^k b_{ii} x_i^2 + \sum_{i \neq j} b_{ij} x_i x_j \quad (3.1)$$

Для побудови математичної моделі у формі (3.1) найбільш доцільним є реалізація ортогонального центрально-композиційного плану (ОЦКП) другого порядку, для чого необхідне проведення N дослідів:

$$N = 2k + 2k + 1 \quad (3.2)$$

ОЦКП другого порядку, по суті, являє собою звичайний план ПФЕ типу 2^k , у якого в кожному стовпці модельованих факторів x_i додається по дві так звані «зоряних» точки $+2$ і -2 , а також $x_{ii} = 0$, тобто ще й основний рівень кожного фактору.

Кодовані значення «зоряних» точок в залежності від кількості "К" первинних факторів q_i наведені в таблиці 3.1.

Таблиця 3.1 – Кодовані значення «зоряних» точок для ОЦКП другого порядку

K	2	3	4	5	6	7	8
α	1	1,215	1,414	1,547	1,722	1,885	2,001

У матрицях ОЦКП другого порядку кодовані значення $\pm \alpha$ надалі додатково відзначаються зірочкою.

З таблиці 3.1 і формул (2.6) – (2.8) випливає, що для ОЦКП другого порядку при $K > 2$ ($\alpha > 1$) доводиться реалізовувати фактичні значення первинних факторів, що виходять за обумовлені в конструкторській або технологічній документації граничні значення q_{imax} і q_{imin} .

При розрахунковій реалізації розглянутого ОЦКП на існуючій детермінованій моделі об'єкта (процесу) складання вказана вище обставина, не викликає будь-яких ускладнень.

У разі ж проведення розглянутого АПЕ на реальному об'єкті при $K > 2$ для здійснення ОЦКП другого порядку потрібне додаткове виготовлення складових частин виробу, що збирається або встановлення технологічних режимів відповідно до кодованих режимів $\pm \alpha$ для кожної «зоряної» точки плану (табл.3.1).

Для задоволення умови (2.13) в матриці ОЦКП другого порядку вводяться « K » додаткових допоміжних змінних x'_{iu} , необхідних для обчислення коефіцієнтів b_{ii} при членах x_i^2 , але які не беруть участі безпосередньо в реалізаціях зазначених планів. При цьому виконується рівність:

$$x'_{iu} = x_{iu}^2 - a, \quad (3.3)$$

Причому:
$$a = \frac{\sum_{u=1}^N x_{iu}^2}{N} \quad (3.4)$$

Тут: a – постійна величина, яка не залежить від номеру рядка.

Відповідно до положень п.3.1 магістерської роботи, а також даними табл.3.1 і формулами (3.2)-(3.3) для $K=2$ матриця ОЦКП другого порядку

набуває вигляду, який ілюструється табл.3.3; для $K = 3$ матриця зазначеного ОЦКП ілюструється табл.3.4. При цьому результати експерименту в кожному u – му досліді і відповідні розрахункові дані (див.табл.2.2 розділ 2 магістерської роботи) тут умовно не показані.

Таблиця 3.3 – Матриця ОЦКП другого порядку при $K=2$ ($\alpha=\pm 1$, $\alpha=\frac{2}{3}$, $N=9$)

Елементи ОЦКП	№ з/п	X_0	План		Допоміжні розрахункові фактори		Взаємодії
			X_1	X_2	$x'_1 = x_{1u}^2 - \frac{2}{3}$	$x'_2 = x_{2u}^2 - \frac{2}{3}$	$X_1 \cdot X_2$
1	2	3	4	5	6	7	8
ПФЕ 2^2	1	+1	-1	-1	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	+1
	2	+1	+1	-1	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	-1
	3	+1	-1	+1	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	+1
	4	+1	+1	+1	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	+1
«Зоряні» точки	5	+1	-1	0	$\frac{1}{3}$	$-\frac{2}{3}$	0
	6	+1	+1	0	$\frac{1}{3}$	$-\frac{2}{3}$	0
	7	+1	0	-1	$-\frac{2}{3}$	$\frac{1}{3}$	0
	8	+1	0	+1	$-\frac{2}{3}$	$\frac{1}{3}$	0
Основний рівень	9	+1	0	0	$-\frac{2}{3}$	$-\frac{2}{3}$	0

Таким чином перші 2^k рядків ОЦКП другого порядку - це звичайний план ПФЕ типу 2^k , в якому чергування знаків при одиниці у факторів x_{iu} проводиться відповідно до положень п.3.1.

Наступні 2^k рядків утворюють область «зоряних» точок, а останній рядок – це кодовані значення основного рівня первинних факторів ($x_{oi}=0$)

Стовпці допоміжних розрахункових факторів x'_{iu} утворюються шляхом обчислень, проведених за формулою (3.3) для кожного рядка матриці даного ОЦКП.

Таблиця 3.4 – Матриця ОЦКП другого порядку при $K=3$ ($\alpha \pm 1,215$, $N=15$, $\alpha = 0,73$)

Елементи ОЦКП	№ з/п	X_0	План			Допоміжні розрахункові фактори			Взаємодії			
			X_1	X_2	X_3	$x_1^1 =$ $x_1^2 - 0,73$	$x_2^1 =$ $x_2^2 - 0,73$	$x_3^1 =$ $x_3^2 - 0,73$	$X_1 \cdot X_2$	$X_1 \cdot X_3$	$X_2 \cdot X_3$	$X_1 \cdot X_2 \cdot X_3$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
ПФЕ 2^3	1	+1	-1	-1	-1	0,27	0,27	0,27	+1	+1	+1	-1
	2	+1	+1	-1	-1	0,27	0,27	0,27	-1	-1	+1	+1
	3	+1	-1	+1	-1	0,27	0,27	0,27	-1	+1	-1	+1
	4	+1	+1	+1	-1	0,27	0,27	0,27	+1	-1	-1	-1
	5	+1	-1	-1	+1	0,27	0,27	0,27	+1	-1	-1	+1
	6	+1	+1	-1	+1	0,27	0,27	0,27	-1	+1	-1	-1
	7	+1	-1	+1	+1	0,27	0,27	0,27	-1	-1	+1	-1
	8	+1	+1	+1	+1	0,27	0,27	0,27	+1	+1	+1	+1
	11	+1	0	-1,215	0	-0,73	0,75	-0,73	0	0	0	0
	12	+1	0	+1,215	0	-0,73	0,75	-0,73	0	0	0	0

Продовження таблиці 3.4

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
«Зоряні»	13	+1	0	0	-1,215	-0,73	-0,73	0,75	0	0	0	0
точки	14	+1	0	0	+1,215	-0,73	-0,73	0,75	0	0	0	0
Основний рівень	15	+1	0	0	0	-0,73	-0,73	-0,73	0	0	0	0

Стовпці взаємодій факторів (x_1x_2 в табл.3.3 і x_1x_2 , x_1x_3 , x_2x_3 , $x_1x_2x_3$ в табл.3.4) отримуються формальним перемноженням кодованих значень для x_i в кожному « u » му рядку матриці даного ОЦКП.

Безпосереднє виконання ОЦКП другого порядку здійснюється відповідно до положень викладених у розділі 2 магістерської роботи.

3.2 Статистична обробка експериментальних даних, отриманих при реалізації ОЦКП другого порядку

При обробці експериментальних даних, отриманих в результаті реалізації ОЦКП другого порядку залишаються в повній мірі дійсними рекомендації викладені у розділі 2 магістерської роботи.

Коефіцієнти « b » квадратичного полінома (3.1) обчислюються за формулами:

$$b_i = \frac{\sum_{u=1}^N x_{iu} \cdot \bar{y}_u}{\sum_{u=1}^N x_{iu}^2} \quad (3.5)$$

$$b_{ii} = \frac{\sum_{u=1}^N x'_{iu} \cdot \bar{y}_u}{\sum_{u=1}^N x_{iu}^2}, \quad (3.6)$$

$$b_{ij} = \frac{\sum_{u=1}^N x_{iu} \cdot x_{ju} \cdot \bar{y}_u}{\sum_{u=1}^N (x_{iu} \cdot x_{ju})^2}, \quad (3.7)$$

$$b_0 = b'_0 - a \cdot \sum_{i=1}^k b_{ii}; \quad (3.8)$$

$$\text{Причому} \quad b'_0 = \frac{\sum_{u=1}^N x_0 \cdot \bar{y}_u}{N} \quad (3.8 \text{ a})$$

Таким чином b'_0 - усереднене по всім N дослідом значення \bar{y}_u . Аналогічно (3.7) визначаються коефіцієнти при взаємодіях факторів більш високого порядку, наприклад, $x_1x_2x_3$ і т.п.

Дисперсія відтворюваності S_y^2 при реалізації ОЦКП другого порядку, також як і для ПФЕ типу 2^k , знаходиться за формулами (2.20) - (2.21) або (2.34) - (2.35) в залежності від числа повторень кожного « u » го досліду. Статистики \bar{y}_u і $S^2\{\bar{y}_u\}$ обчислюються при цьому відповідно до п.п. 2.6 розділу 2, тобто як і для ПФЕ типу 2^k .

На відміну від ПФЕ типу 2^k , коефіцієнти « b » полінома (3.1) визначаються нерівноточно і їх середні квадратичні відхилення обчислюються за формулами

$$S\{b_i\}=+\sqrt{\frac{s_y^2}{\sum_{u=1}^N x_{iu}^2}}; \quad (3.9)$$

$$S\{b_{ii}\}=+\sqrt{\frac{s_y^2}{\sum_{u=1}^N x_{iu}^2}}; \quad (3.10)$$

$$S\{b_{ij}\}=+\sqrt{\frac{s_y^2}{\sum_{u=1}^N (x_{iu} \cdot x_{ij})^2}}; \quad (3.11)$$

$$S\{b_0\}=+\sqrt{S^2\{b'_0\} + a^2 \cdot \sum_{i=1}^k \{b_{ij}\}} \quad (3.12)$$

$$\text{Причому } S\{b'_0\}=+\sqrt{\frac{s_y^2}{N}} \quad (3.13)$$

Перевірка значущості коефіцієнтів « b » моделі (3.1) проводиться за умовою (2.26) з попереднім обчисленням за формулою (2.25) довірчого інтервалу для кожного коефіцієнта, тобто з урахуванням виразів (3.9) - (3.12).

Перевірка адекватності отриманої при реалізації ОЦКП другого порядку математичної моделі складання проводиться повністю відповідно до рекомендацій п.2.6 розділу 2 магістерської роботи.

Для зручності подальших конструкторських і технологічних

розрахунків рекомендується отриману математичну модель у формі (3.1) відповідно до правила переходу (2.6) представити в натуральних значеннях первинних факторів q_i , тобто звести її до виду (2.3).

Перш ніж переходити до реалізації ОЦКП другого порядку, слід спробувати використовувати для побудови відповідної математичної моделі план ПФЕ типу 2^k з перетворенням характеристики об'єкта (процесу) збирання, яка моделюється, до виду $\frac{1}{y}$, \sqrt{y} , $\ln y$ і т.д.

3.3 Методика побудови гібридних статистично-детермінованих моделей

У тих випадках, коли РЕП складається з декількох незалежних каскадів, таких, що варіювання первинних конструктивно-технологічних факторів одного з них змінює вихідні характеристики тільки цього каскаду, а взаємний вплив всіх каскадів на характеристику y , яка моделюється, відомий заздалегідь, шукану модель можна представити у вигляді відомої функції аргументів J_i .

$$y = F(Y_1, Y_2, \dots, Y_t), \quad (3.14)$$

$$\text{де } Y_i = Y_i(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{isi}) \quad |_{i=1,2,\dots,t} \quad (3.15)$$

невідомі функції, які моделюють каскад, а x_{ij} - кодовані первинні конструктивно-технологічні фактори.

Для стислості запису набір параметрів $\{x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{isi}\}$ позначається вектором $\vec{x}_i = 1, 2, \dots, t$, після чого (3.14) і (3.15) набуває вигляду:

$$y = F(Y_1(\vec{x}_1), Y_2(\vec{x}_2), \dots, Y_t(\vec{x}_t)) \quad (3.16)$$

Завдання полягає в тому, щоб методом АПЕ побудувати поліноміальне (розділ 2 магістерської) представлення функції (3.16), виражене через первинні фактори.

У практиці створення РЕП часто зустрічаються випадки, коли значення функцій $Y_i(\vec{x}_i)$ не можуть бути виміряні засобами, які знаходяться в наявності, в той час як є можливість вимірювання значень функції у при будь-яких наборах $\{\vec{x}_1, \vec{x}_2, \dots, \vec{x}_t\}$. Викладена нижче методика призначена саме для таких випадків. Вона дозволяє істотно знизити кількість експериментів $N = 2^k$, потрібне для реалізації ПФЕ, викладеного в розділі 2.

Для реалізації зазначеної методики утворюють t допоміжних функцій:

$$y_i = F(Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_{i-1}^0, Y_i(\vec{x}_i), Y_{i+1}, \dots, Y_t^0) \quad (3.17)$$

$$i = 1, 2, \dots, t$$

де Y – фіксоване, але невідоме значення функції Y_j при відомому фіксованому наборі первинних факторів x_{j0} .

Застосовуючи t разів ПФЕ, описаний в розділі 2 кваліфікаційної роботи, отримують кожен функцію y_i в вигляді (2.5), тобто визначають залежність $y_i = y_i(\vec{x}_i)$ шляхом реалізації $2^{s_1} + 2^{s_2} + \dots + 2^{s_t}$ експериментів.

По черзі підставляють отримані функції в ліву частину (3.17) і представляють щораз $Y_i(x_i)$ у вигляді функції q_i , що залежить від $y_i(\vec{x}_i)$ та $t-1$ постійних Y_j^0 .

$$Y(\vec{x}_i) = q_i[y_i(\vec{x}_i), Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_{i-1}^0, Y_{i+1}, \dots, Y_t^0] \quad (3.18)$$

$$i = 1, 2, \dots, t$$

Вимірюють значення модельованої характеристики при фіксованих значеннях первинних факторів і записують співвідношення:

$$y_0 = f(J_1(\vec{x}_{10}), Y_2(\vec{x}_{20}), \dots, Y_t(\vec{x}_{t0})) = f(Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_t^0)$$

З (3.18) видно, що:

$$y_i(\vec{x}_{i0}) = F(Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_{i-1}^0, Y_i^0, Y_{i+1}, \dots, Y_t^0) = y_0 \quad (3.19)$$

При будь-якому $i=1 \div t$

Підставляють вирази (3.18) в (3.16) і отримують після перетворення модельовану функцію y , яка тепер залежить від первинних факторів $\{\vec{x}_1, \vec{x}_2, \dots, \vec{x}_t\}$ і t фіксованих невідомих чисел $\{Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_t^0\}$

$$y = f(\vec{x}_1, \vec{x}_2, \dots, \vec{x}_t, Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_t^0) \quad (3.20)$$

Оскільки при $\vec{x}_i = \vec{x}_{i0}$ має місце $y = y_0$, то вірною є рівність

$$y_0 = f(\vec{x}_{10}, \vec{x}_{20}, \dots, \vec{x}_{t0}, Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_t^0) \quad (3.21)$$

яка дозволяє позбутися в (3.20) невідомих Y_i^0 та представити їх через вимірне значення y_0 , і отримати шуканий вид модельованої функції y .

Необхідна для реалізації описаної методики кількість експериментів $2^{s_1} + 2^{s_2} + \dots + 2^{s_t}$ істотно менше кількості експериментів $2^{s_1+s_2+s_t}$, необхідної для реалізації стандартного ПФЕ, описаного в розділі 2.

3.4 Реалізація методики побудови гібридної статистично - детермінованої моделі для прийомо-передавача радіолокаційної станції

Потужність вихідного сигналу передавача радіолокаційної станції (РЛС) представимо у вигляді:

$$Y = Y_1 \cdot Y_2 \quad (3.22)$$

де Y_1 – моделює задаючий генератор передавача, а Y_2 – його підсилювач
 Згідно до описаної вище в пояснювальній записці методики, утворюємо функції виду:

$$\left. \begin{aligned} y_1 &= Y_1(\vec{x}_1) \cdot Y_0^S \\ y_2 &= Y_2(\vec{x}_2) Y_1^0 \end{aligned} \right\} \quad (3.23)$$

Після проведення ПФЕ для кожної функції $y_i(\vec{x}_i)$ будуються поліноміальні подання цих функцій.

Підставляються отримані функції в (3.23):

$$\left. \begin{aligned} y_1(\vec{x}_1) &= Y_1(\vec{x}_1) \cdot Y_2^S \\ y_2(\vec{x}_2) &= Y_2(\vec{x}_2) \cdot Y_1^0 \end{aligned} \right\} \quad (3.23)$$

Із (3.23) визначаються вирази функцій $Y_i(\vec{x}_i)$, $Y_2(\vec{x}_2)$ $i=1,2$.

$$Y_i(\vec{x}_i) = \frac{Y_i(\vec{x}_i)}{Y_2^0}; Y_2(\vec{x}_2) = \frac{Y_2(\vec{x}_2)}{Y_1^0} \quad (3.24)$$

Вимірюються значення потужності при фіксованих первинних факторах:

$$y_0 = Y_i(\vec{x}_{i0}) \cdot Y_2(\vec{x}_{20}) = Y_1^0 \cdot Y_2^0 \quad (3.25)$$

Підставляється (3.24) в (3.22)

$$y = \frac{Y_1(\vec{x}_1)}{Y_2^0} \cdot \frac{Y_2(\vec{x}_2)}{Y_1^0} \quad (3.26)$$

Використовуючи (3.25), можливо отримати з (3.27):

$$y = \frac{y_1(x_1) \cdot y_2(x_2)}{y_0} \quad (3.27)$$

3.5 Методика вибору обґрунтованого мінімального числа повторень кожного дослідження та визначення граничних значень первинних конструктивно-технологічних факторів при проведенні повного факторного експерименту

Для оцінки впливу неврахованих конструктивно-технологічних факторів, а також точності приладу, що вимірює значення модельованої функції y , кваліфікації складальників і інших випадкових перешкод кожен дослід відтворюється n разів.

Метою наведеної нижче методики являється визначення із заданою надійністю W мінімального числа реалізації дослідження n , такого щоб середнє значення отриманих реалізацій величини y відрізнялося від істинного значення вимірюваної величини не більше ніж на задане число $\alpha > 0$.

Ця методика заснована на відомому методі довірчих інтервалів і реалізується наступним чином.

1 Вибирається довільний досвід, який відтворюється кілька разів, наприклад $m=30$. При кожній реалізації вимірюється значення модельованої характеристики $\tilde{y}_1, \tilde{y}_2, \dots, \tilde{y}_m$.

2 Визначається вибіркє середнє і виправлене середнє квадратичне відхилення:

$$y_b = \frac{\sum_{i=1}^m y_i}{m} \quad , \quad (3.28)$$

$$S = \sqrt{\frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (\tilde{y}_i - y_B)^2} \quad . \quad (3.29)$$

Беручи y за нормально розподілену випадкову величину, з надійністю W_1 визначають довірчі інтервали для середнього квадратичного відхилення σ .

$$\left. \begin{array}{l} S(1 - q) < \sigma \leq S(1 + q) \text{ при } q < 1 \\ 0 < \sigma \leq S(1 + q) \text{ при } q > 1 \end{array} \right\} \quad (3.30)$$

Приймаючи математичне очікування випадкової величини y за її істинне значення, можна використовувати інтервальну оцінку математичного очікування s з надійністю W_2

$$|y - y_b| \leq t \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (3.31)$$

де t таке значення аргументу функції Лапласа $\Phi(t)$, при якому виконується співвідношення:

$$\Phi(t) = \frac{W_2}{2}$$

Припускаючи, що події, які складаються в тому, що виконуються нерівності (3.30) і (3.31) - незалежні з надійністю $W_1 \cdot W_2$, можна записати нерівність виду:

$$|y - y_b| \leq t \frac{s(1+q)}{\sqrt{n}} \quad (3.32)$$

Вважаючи, що:

$$\sigma = t \frac{s(1+q)}{\sqrt{n}}, \quad (3.33)$$

визначаємо:

$$n = \left[\frac{t^2 s^2 (1+q)^2}{\sigma^2} \right] + 1 . \quad (3.34)$$

Побудова математичної моделі процесу складання дозволяє визначити такі величини первинних конструктивно-технологічних факторів, за яких модельована функція приймає задане граничне значення y_1

Одним з методів визначення таких значень первинних факторів є метод градієнтного спуску [23], який реалізується наступним чином.

Виражаються часткові похідні знайденої функції для кожного значного закодованого фактору і їх значення обчислюються в центральній точці, тобто при всіх $x_i = 0$.

$$\left. \frac{dy}{dx_i} \right|_{x_i = 0} = 0 \text{ для будь-якого } i = a_i$$

Складається рівняння:

$$y(\lambda \cdot a_i) = y_1 \quad (3.35)$$

де λ – деяке невідоме число, від'ємне - якщо y_1 менше значення функції, яка моделюється в центральній точці, та позитивне – якщо більше цього значення.

Вирішуючи (3.35) можна знайти значення λ , яке задовольняє (3.35).

Шукані значення первинних конструктивно-технологічних факторів дорівнюють:

$$X_i = \lambda \cdot a_i$$

Висновки по розділу 3

Третій розділ кваліфікаційної роботи містить концепцію реалізації ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку. Приводиться обґрунтування побудови математичних моделей з врахуванням їх застосування саме до радіоелектронних пристроїв. Сформовано матрицю ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку. Наведено методику статистичної обробки експериментальних даних, отриманих при реалізації ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку. Сформовано порядок провадження методики побудови гібридної статистично - детермінованої моделі для прийомо-передавача радіолокаційної станції. Визначено, що побудова математичної моделі процесу складання дозволяє визначити такі величини первинних конструктивно-технологічних факторів, за яких модельована функція приймає задане граничне значення.

4 ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДУ АКТИВНОГО ПЛАНОВОГО ЕКСПЕРИМЕНТУ ДО ВИЗНАЧЕННЯ ПЕРВИННИХ ФАКТОРІВ ТА ЗМІН КОНСТРУКЦІЇ РАДІОЕЛЕКТРОННИХ ПРИСТРОЇВ З МЕТОЮ СТАБІЛІЗАЦІЇ ЇХ РОБОТИ

Застосування методу активного планованого експерименту дозволяє отримати аналітичну залежність потужності вихідного високочастотного (ВЧ) сигналу прийомо-передавача, який взятий згідно до ТЗ як об'єкт дослідження, від первинних конструктивно-технологічних факторів.

Аналіз цієї залежності дає можливість визначити ті первинні фактори, які найбільш суттєво впливають на стабільність вказаної потужності, та відпрацювати рекомендації по зміні конструкції прийомо-передавача з метою стабілізації його роботи.

Експериментальні дослідження проводились у відповідності з технологією збирання та вимірювання потужності вихідного високочастотного сигналу прийомо-передвача і стосувались питань:

1. Визначення аналітичної залежності потужності вихідного сигналу від первинних конструктивно-технологічних факторів.
2. Визначення факторів, які мають максимальний вплив на нестабільність потужності вихідного сигналу.

4.1 Вибір первинних конструктивно-технологічних факторів

Аналіз конструкції прийомо-передавача, та аналіз можливих дестабілізуючих факторів дозволив встановити, що значний вплив на вихідну характеристику P – потужності високочастотного сигналу (ВЧ) – мають:

1. Параметри деталей та вузлів задаючого генератора (ЗГ):
 - а) зусилля притиску анодного плунжера до анодної цангі;
 - б) діаметр корпусу катодно – сіткового контура;
 - в) діаметр стакану катодно-сіткового контура;

г) чистота поверхні стакана катодно-сіткового контура;

д) зусилля притиску великого плунжера;

е) чистота поверхні корпусу анодного корпусу;

2. Параметри деталей та вузлів підсилювача потужності (ПП):

а) діаметр стакана катодно-сіткового контура;

б) діаметр корпусу катодно сіткового контура;

в) чистота поверхні корпусу анодного контура;

г) зусилля притиску.

Дані про розмірності, рівні та інтервали варіювання перерахованих факторів, які були використані при проведенні ПФЕ, зведені в таблицю, у відповідності до методики описаної в розділах 2 та 3 магістерської роботи.

Таблиця 4.1 - Рівні факторів, які були використані при проведенні ПФЕ

№ з/п	Найменування та позначення фактора	Розмірність фактора	Рівні			Інтервал варіювання
			верхній	нижній	основний	
1	2	3	4	5	6	7
1	Зусилля притиску плунжера до анодної цанги – q_1	г	350	150	250	100
2	Діаметр корпусу катодно-сіткового контуру ЗГ – q_2	мм	33,100	33,030	33,065	0,035
3	Діаметр стакана катодно-сіткового контуру ЗГ – q_3	мм	32,02	32,00	32,01	0,01
4	Чистота поверхні стакана катодно-сіткового контуру ЗГ – q_4	∇	6	4	5	1

Продовження таблиці 4.1

5	Зусилля притиску великого плунжера до стінки контуру – q_5	Г	700	500	600	100
6	Чистота поверхні корпусу анодного контуру – q_6	мм	9	7	8	1
7	Діаметр корпусу катодно-сіткового контуру ПП – Q_1	мм	32,02	32,00	32,01	0,01
8	Діаметр корпусу катодно-сіткового контуру ПП – Q_2	мм	32,100	33,030	33,065	0,035
9	Чистота поверхні корпусу анодного контуру - Q_3	∇	10	8	9	1
10	Зусилля притиску великого плунжера до стінки контуру – Q_4	Г	700	5000	600	100

4.2 Моделювання процесів складання прийомо-передавача

Моделювання процесу складання проводили у відповідності з методикою описаною у розділах 2 та 3 магістерської роботи.

За формулою (2.6), з 2-го розділу, вводимо кодовані безрозмірні значення конструктивно-технологічних факторів:

а) задаючого генератора:

$$x_1 = \frac{q_1 - 250}{100}, x_2 = \frac{q_2 - 33,065}{0,035}, x_3 = \frac{q_3 - 32,01}{0,01}, \quad (4.1)$$

$$x_4 = \frac{q_4 - 5}{1}, x_5 = \frac{q_5 - 600}{100}, x_6 = \frac{q_6 - 8}{1} \quad (4.2)$$

б) підсилювача потужності:

$$z_1 = \frac{q_1 - 32,01}{0,01}, z_2 = \frac{q_2 - 33,065}{0,035}, \quad (4.3)$$

$$z_3 = \frac{q_3 - 9}{1}, z_4 = \frac{q_4 - 600}{100} \quad (4.4)$$

З метою визначення мінімального числа повторень кожного досліду при проведенні активного планованого експерименту, проводили 50-те кратне вимірювання потужності вихідного сигналу P . Для цього моделюємо ситуацію так, що доручаємо декільком збиральникам, працюючим на різних робочих місцях з встановленою на них апаратурою, збирання 50 прийомо-передавачів з деталями та вузлами, які мають верхні рівні розглянутих параметрів q_i і Q_a .

Результати замірів зводили в таблицю 4.2

Таблиця 4.2 – Результати замірів у відповідності до умов дослідження

Кількість однакових значень потужності вихідного сигналу, m_i	4	5	0	7	9	9	7	0	5	4	0
Значення потужності вихідного сигналу, Вт	660	670	680	690	700	710	720	730	740	750	760

Потім застосовуємо рекомендації з [17] по визначенню числа повторень кожного дослідю.

Застосовуємо критерій χ^2 Пірсона для перевірки нормальності розподілення результатів проведеного експерименту [17].

Знаходимо емпіричне середнє значення отриманих величин по формулі (3.28):

$$\bar{p} = \frac{4 \cdot 660 + 5 \cdot 670 + 7 \cdot 690 + 9 \cdot 700 + 9 \cdot 710 + 7 \cdot 720 + 5 \cdot 740 + 4 \cdot 750}{50} = 705$$

Знаходимо емпіричну дисперсію розподілення результатів вимірювань по формулі (3.29):

$$s^2 = \frac{1}{50-1} [4(705 - 660)^2 + 5(705 - 670)^2 + 7(705 - 690)^2 + 9(705 - 700)^2 + 9(705 - 710)^2 + 7(705 - 720)^2 + 5(705 - 740)^2 + 4(705 - 750)^2] = 654,08 \quad (4.5)$$

Знаходимо емпіричне середнє квадратичне відхилення:

$$S = \sqrt{654,08} \approx 25,58 \quad (4.6)$$

Перевіряємо твердження про те, що результати вимірів підчиняються нормальному розподіленню з параметрами $a=705$, $\sigma=25,58$.

Розіб'ємо вісь P на 12 інтервалів:

$$-\infty; 655, (655; 665), (665; 675), (675; 685), (685; 695), (695; 705), (705; 715), (715; 725), (725; 735), (735; 745), (745; 755), (755; +\infty)$$

Розраховуємо ймовірність P_i попадання в i -того інтервалу по формулі з

(3.30).

$$P_i = \Phi(t_{i+1}) - \Phi(t_i), \text{ где } t_{i+1} = \frac{x_{i+1} - a}{\sigma}, t_i = \frac{x_i - a}{\sigma}$$

$$P_1 = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{655 - 705}{25,58} \right) - \Phi(-\infty) \right] \approx \frac{-0,95 + 1}{2} \approx 0,025,$$

$$P_2 = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{665 - 705}{25,58} \right) - \Phi \left(\frac{655 - 705}{25,58} \right) \right] \approx \frac{-0,88 + 0,95}{2} \approx 0,035,$$

$$P_3 = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{675 - 705}{25,58} \right) - \Phi \left(\frac{665 - 705}{25,58} \right) \right] \approx \frac{-0,75 + 0,88}{2} \approx 0,065,$$

$$P_4 = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{685 - 705}{25,58} \right) - \Phi \left(\frac{675 - 705}{25,58} \right) \right] \approx \frac{-0,56 + 0,75}{2} \approx 0,095,$$

$$P_5 = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{695 - 705}{25,58} \right) - \Phi \left(\frac{685 - 705}{25,58} \right) \right] \approx \frac{-0,56 + 0,75}{2} \approx 0,120,$$

$$P_6 = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{705 - 705}{25,58} \right) - \Phi \left(\frac{695 - 705}{25,58} \right) \right] \approx \frac{0 - 0,31}{2} \approx 0,155,$$

$$P_7 = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{715 - 705}{25,58} \right) - \Phi \left(\frac{705 - 705}{25,58} \right) \right] \approx \frac{0,31 - 0}{2} \approx 0,155,$$

$$P_8 = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{725 - 705}{25,58} \right) - \Phi \left(\frac{715 - 705}{25,58} \right) \right] \approx \frac{0,56 - 0,31}{2} \approx 0,120,$$

$$P_9 = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{735 - 705}{25,58} \right) - \Phi \left(\frac{725 - 705}{25,58} \right) \right] \approx \frac{0,75 - 0,56}{2} \approx 0,095,$$

$$P_{10} = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{745 - 705}{25,58} \right) - \Phi \left(\frac{735 - 705}{25,58} \right) \right] \approx \frac{0,88 - 0,75}{2} \approx 0,065,$$

$$P_{11} = \frac{1}{2} \left[\Phi \left(\frac{755 - 705}{25,58} \right) - \Phi \left(\frac{745 - 705}{25,58} \right) \right] \approx \frac{0,95 - 0,88}{2} \approx 0,035,$$

$$P_{12} = \frac{1}{2} \cdot \left[\Phi(+\infty) - \Phi\left(\frac{755-705}{25,58}\right) \right] \approx \frac{1-0,95}{2} \approx 0,025,$$

$$\text{де } \Phi(t) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t e^{-\frac{x^2}{2}} dx,$$

Розраховуємо суму:

$$K = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{12} \frac{(m_1 - m_{pi})^2}{p_i} \text{ де } m=50$$

Отримуємо:

$$\begin{aligned} & \frac{2}{50} \left[\frac{(0-50 \cdot 0,25)^2}{0,025} + \frac{(4-50 \cdot 0,035)^2}{0,035} + \frac{(5-50 \cdot 0,065)^2}{0,065} + \frac{(0-50 \cdot 0,095)^2}{0,095} + \right. \\ & \left. + \frac{(7-50 \cdot 0,120)^2}{0,120} + \frac{(9-50 \cdot 0,155)^2}{0,155} \right] \approx \frac{2}{50} [62,5 + 144,64 + 26,92 + 8,33 + \\ & 10,08] \approx 10,10 \end{aligned}$$

По таблиці критичних значень u_l для критерію χ^2 з [20] визначаємо для числа ступенів свободи $l-1$ і надійності $P=0,999$ $u_l = 31,3$.

Так як $u_l > K$, то нормальне розподілення, яке перевіряється, добре узгоджується з результатами експерименту.

Визначаємо довірчий інтервал для середнього квадратичного відхилення σ з надійністю $w_l=0,99$. Для цього для заданого $m=50$ визначаємо по таблиці [20] $q \approx 0,30$

Тоді по формулі (3.30):

$$\sigma \leq S(1+q) \approx 25,58 \cdot 1,30 \approx 33,254$$

Визначаємо з надійністю 0,99 довірчий інтервал для математичного очікування P по формулі (3.31):

$$|P - \bar{P}| \leq t \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$\text{де } \Phi(t) = \frac{0,99}{2}$$

По таблиці з [17] визначаємо $t=2,58$.

Застосовуємо (3.34) з для визначення кількості повторень дослідів n , приймаючи $\sigma=40$ вт, і отримуємо з надійністю $N=0,99 \cdot 0,99=0,98$:

$$N=[4,6]+1=5.$$

Подальші дії здійснюємо у відповідності з пп. 3.5 магістерської роботи, представляючи модельовану характеристику P у вигляді (3.22).

$$P=Y_1 \cdot Y_2 \quad (4.7)$$

Утворюємо допоміжну функцію:

$$P'=Y_1 \cdot Y_2^0$$

де $Y_2^0 = (+1, +1, +1, +1)$. Це означає, що протягом всього експерименту параметри деталей ПП мають верхні рівні, які відповідають $z_1=z_2=z_3=z_4=+1$

Визначаємо для P' поліноміальне представлення у вигляді (2.5) за допомогою ПФЕ, приймаючи у якості кодованих первинних конструктивно-технологічних факторів x_1, x_2, \dots, x_6 (формули 1.1, розділ 1 магістерської роботи).

Будуємо матрицю ПФЕ типу 2^6 у відповідності з методикою сформованою у 2 та 3-тньому розділі магістерської роботи (див. табл. 4.3):

Тут в стовпцях 2-7 вказані значення первинних факторів, в стовпцях 8-22 – значення парних взаємодій. При чому замість кодованих значень $+1$ або -1 у всіх стовпцях 2-22 використані відповідні їм позначення «+» або «-»

У відповідності з пп. 2.4 перевіряємо виконання умов симетричності, нормування і ортогональності матриці ПФЕ типу 2^6

Рандомизируємо досліди по часу, використовуючи таблицю випадкових

Таблиця 4.3 - Матриця ПФЕ типу 2⁶

№ дослі ду	План						Взаємодії (парні)															Експеримент					Розрахункові дані				
	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_1x_2	x_1x_3	x_1x_4	x_1x_5	x_1x_6	x_2x_3	x_2x_4	x_2x_5	x_2x_6	x_3x_4	x_3x_5	x_3x_6	x_4x_5	x_4x_6	x_5x_6	P'_{u1}	P'_{u2}	P'_{u3}	P'_{u4}	P'_{u5}	\bar{P}'_u	$s^2\{P'_u\}$	\hat{P}'_u	$ \Delta P'_u $	$(\Delta P'_u)^2$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32
1	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	680	690	710	700	720	700	250	699,37	0,63	0,40
2	-	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	690	690	700	690	680	690	50	686,25	3,75	14,06
3	+	-	+	+	+	+	-	+	+	+	+	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	720	680	690	700	710	700	250	699,37	0,63	0,40
4	-	-	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	690	700	690	680	690	690	50	686,25	3,75	14,06
5	+	+	-	+	+	+	+	-	+	+	+	-	+	+	+	-	-	-	+	+	+	660	680	700	680	680	680	200	676,25	3,75	14,06
6	-	+	-	+	+	+	-	+	-	-	-	-	+	+	+	-	-	-	+	+	+	660	640	660	680	660	660	200	663,13	3,13	9,80
7	+	-	-	+	+	+	-	-	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	680	700	680	660	680	680	200	676,25	3,75	14,06
8	-	-	-	+	+	+	+	+	-	-	-	+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	640	660	660	660	680	660	200	663,13	3,13	9,80
9	+	+	+	-	+	+	+	+	-	+	+	+	-	+	+	-	+	+	-	-	+	670	670	660	670	680	670	50	667,49	2,51	6,30
10	-	+	+	-	+	+	-	-	+	-	-	+	-	+	+	-	+	+	-	-	+	650	650	650	650	650	650	0	654,37	4,37	19,10
11	+	-	+	-	+	+	-	+	-	+	+	-	+	-	-	+	+	-	-	+	+	670	650	670	670	690	670	200	667,49	2,51	6,30
12	-	-	+	-	+	+	+	-	+	-	-	-	+	-	-	-	+	+	-	-	+	650	640	650	650	660	650	250	654,37	4,37	19,10
13	+	+	-	-	+	+	+	-	-	+	+	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	630	640	620	650	660	640	250	644,37	4,37	19,10
14	-	+	-	-	+	+	-	-	+	-	-	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	630	630	650	610	630	630	200	631,25	1,25	1,56
15	+	-	-	-	+	+	-	-	-	+	+	+	+	-	-	+	-	-	-	-	+	620	630	640	660	650	640	250	644,37	4,37	19,10
16	-	-	-	-	+	+	+	+	+	-	-	+	+	-	-	+	-	-	-	-	+	630	640	630	630	620	630	50	631,25	1,25	1,56
17	+	+	+	+	-	+	+	+	+	-	+	+	+	-	+	+	-	+	-	+	-	620	610	600	580	590	600	250	601,25	1,25	1,56
18	-	+	+	+	-	+	-	-	-	+	-	+	+	-	+	+	-	+	-	+	-	590	590	610	570	590	590	200	588,44	1,56	2,43
19	+	-	+	+	-	+	-	+	+	-	+	-	-	+	-	+	-	+	-	+	-	600	600	600	600	600	600	0	601,25	1,25	1,56
20	-	-	+	+	-	+	+	-	-	+	-	-	-	+	-	+	-	+	-	+	-	590	600	610	590	590	590	50	588,44	1,56	2,43
21	+	+	-	+	-	+	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	580	580	560	580	600	580	200	578,13	1,87	3,5
22		+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	560	540	560	580	560	560	200	565,01	5,01	25,10
23	+		-	+	-	+	-	-	+	-	+	+	-	+	-	-	+	-	-	+	-	600	580	560	580	580	580	200	578,13	1,87	3,5
24			-	+	-	+	+	+	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	-	+	-	540	560	580	560	560	560	200	565,01	5,01	25,10
25	+	+	+	-	-	+	+	+	-	-	+	+	-	-	+	-	-	+	+	-	-	580	570	570	570	560	570	50	569,37	0,63	0,40
26		+	+	-	-	+	-	-	+	+	-	+	-	-	+	-	-	+	+	-	-	560	570	560	560	550	560	50	556,25	3,75	14,06

Продовження таблиці 4.3

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32
27	+		+	-	-	+	-	+	-	-	+	-	+	+	-	-	-	+	+	-	-	550	560	580	570	590	570	250	569,37	0,63	0,40
28			+	-	-	+	+	-	+	+	-	-	+	+	-	-	-	+	+	-	-	580	570	560	540	550	560	250	556,25	3,75	14,06
29	+	+	-	-	-	+	+	-	-	-	+	-	-	-	+	+	+	-	+	-	-	550	550	550	550	550	550	0	546,25	3,75	14,06
30		+	-	-	-	+	-	+	+	+	-	-	-	-	+	+	+	-	+	-	-	530	530	530	530	530	530	0	533,13	3,13	9,80
31	+		-	-	-	+	-	-	-	-	+	+	+	+	-	+	+	-	+	-	-	530	550	540	560	570	550	250	546,25	3,75	14,06
32			-	-	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	-	+	+	-	+	-	-	530	550	510	530	530	530	200	533,13	3,13	9,80
33	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	-	+	+	+	-	+	+	-	+	-	-	350	370	390	370	370	370	200	372,49	2,49	6,20
34		+	+	+	+	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	+	+	-	+	-	-	340	360	360	380	360	360	200	359,37	0,63	0,40
35	+		+	+	+	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	+	+	-	+	-	-	370	380	360	370	370	370	50	372,49	2,49	6,20
36			+	+	+	-	+	-	-	-	+	-	-	-	+	+	+	-	+	-	-	340	360	380	350	370	360	250	359,37	0,63	0,40
37	+	+	-	+	+	-	+	-	+	+	-	-	+	+	-	-	-	+	+	-	-	360	370	350	360	340	350	250	349,37	0,63	0,40
38		+	-	+	+	-	-	+	-	-	+	-	+	+	-	-	-	+	+	-	-	320	330	340	350	360	340	250	336,25	3,75	14,06
39	+		-	+	+	-	-	-	+	+	-	+	-	-	+	-	-	+	+	-	-	330	350	340	370	360	350	250	349,37	0,63	0,40
40			-	+	+	-	+	+	-	-	+	+	-	-	+	-	-	+	+	-	-	340	340	320	340	360	340	200	336,25	3,75	14,06
41	+	+	+	-	+	-	+	+	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	-	+	-	350	340	330	340	340	340	50	340,61	0,61	0,37
42		+	+	-	+	-	-	-	+	-	+	+	-	+	-	-	+	-	-	+	-	320	310	350	340	330	330	250	327,49	2,51	6,30
43	+		+	-	+	-	-	+	-	+	-	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	340	340	340	340	340	340	0	340,61	0,61	0,37
44			+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	330	330	320	330	340	330	50	327,49	2,51	6,30
45	+	+	-	-	+	-	+	-	-	+	-	-	-	+	-	+	-	+	-	+	-	310	330	340	320	300	320	250	317,49	2,51	6,30
46		+	-	-	+	-	-	+	+	-	+	-	-	+	-	+	-	+	-	+	-	300	300	310	300	290	300	50	304,37	4,37	19,10
47	+		-	-	+	-	-	-	-	+	-	+	+	-	+	+	-	+	-	+	-	310	320	330	340	300	320	250	317,49	2,51	6,30
48			-	-	+	-	+	+	+	-	+	+	+	-	+	+	-	+	-	+	-	310	320	280	290	300	300	250	304,37	4,37	19,10
49	+	+	+	+	-	-	+	+	+	-	-	+	+	-	-	+	-	-	-	-	+	280	270	290	250	260	270	250	274,37	4,37	19,10
50		+	+	+	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	+	-	-	-	-	+	260	260	270	250	260	260	50	261,25	1,25	1,56
51	+		+	+	-	-	-	+	+	-	-	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	270	270	260	270	280	270	50	274,37	4,37	19,10
52			+	+	-	-	+	-	-	+	+	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	260	260	240	280	260	260	200	261,25	1,25	1,56
53	+	+	-	+	-	-	+	-	+	-	-	-	+	-	-	-	+	+	-	-	+	270	250	230	250	250	250	200	251,25	1,25	1,56
54		+	-	+	-	-	+	-	+	+	-	+	+	-	-	-	+	+	-	-	+	240	240	240	230	250	240	50	238,13	1,87	1,50
55	+		-	+	-	-	-	-	+	-	-	+	-	+	+	-	+	+	-	-	+	270	250	260	240	230	250	250	251,25	1,25	1,56
56			-	+	-	-	+	+	-	+	+	+	-	+	+	-	+	+	-	-	+	220	240	230	250	260	240	250	238,13	1,87	1,50
57	+	+	+	-	-	-	+	+	-	-	-	+	-	-	-	-	-	-	-	+	+	240	260	240	220	240	240	200	242,49	2,49	6,20
58		+	+	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	-	+	+	230	230	250	230	210	230	200	229,37	0,63	0,40
59	+		+	-	-	-	-	+	-	-	-	-	+	+	+	-	-	-	+	+	+	240	250	230	240	240	240	50	242,49	2,49	6,20

Продовження таблиці 4.3

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32
60			+	-	-	-	+	-	+	+	+	-	+	+	+	-	-	-	+	+	+	210	250	240	230	220	230	250	229,37	0,63	0,40
61	+	+	-	-	-	-	+	-	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	220	220	220	220	220	220	0	219,37	0,63	0,40	
62		+	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	210	210	210	210	210	210	0	206,25	3,75	14,06
63	+		-	-	-	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	230	220	220	210	220	220	50	219,37	0,63	0,40
64			-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	200	210	220	210	210	210	50	206,25	3,75	14,06

чисел (4.7) з (додаток А). Для цього виберемо елемент, який знаходиться у п'ятому рядку та п'ятому стовпці, починаючи з якого випишемо послідовність номерів виконання дослідів, як це пропонується в пп. 2.4:

13, 34, 38, 16, 24, 22, 31, 39, 36, 57, 2, 64, 51, 1, 41, 55, 58, 40, 20, 59, 35, 25, 3, 45, 42, 7, 61, 46, 32, 4, 14, 19, 26, 47, 48, 63, 17, 52, 53, 43, 9, 27, 50, 15, 60, 21, 62, 30, 12, 5, 6, 44, 11, 23, 33, 49, 8, 10, 56, 37, 54, 29, 18, 28.

П'ятикратно реалізуємо кожний дослід, реєструючи результати вимірів у стовпцях 23-27 таблиці 4.3.

Для кожного u - го дослідів знаходимо середнє значення модельованої характеристики \bar{P}_u по формулі (2.14), розділ 2. Результати записуємо в стовпець 8 таблиці 4.3.

Для кожного з 64 дослідів по формулі (2.15) знаходимо величину дисперсії $S^2\{P'_u\}$ модельованої характеристики. Результати записуємо у стовпець 29 таблиці 3.

Перевіряємо гіпотезу однорідності дисперсії $S^2\{P'_u\}$ за допомогою критерію Кохрена (додаток Б).

Розраховуємо G'_k по формулі (2.16).

$$G'_k = \frac{S^2\{P'_u\}_{max}}{\sum_{i=1}^{64} S^2\{P'_u\}} = \frac{250}{9700} = 0,026 \quad (4.8)$$

Число ступенів свободи для чисельника (4.8):

$$f'_1 = 5 - 1 = 4.$$

Для знаменника

$$f'_2 = 64.$$

По таблиці додаток Б при 95% рівні довірчої ймовірності знаходимо

табличне значення $G'_{kT} = 0,07$

Так як $G'_k < G'_{kT}$, то гіпотеза однорідності дисперсій приймається.

Визначаємо дисперсію відтворюваності проведеного ПФЕ по формулі (2.20):

$$S_p'^2 = \frac{1}{64} \sum_{u=1}^{64} S^2 \{P_u'\} = 151,56$$

При числі ступенів свободи

$$f_p' = (n-1)N = (5-1) \cdot 64 = 256$$

Визначаємо коефіцієнти полінома (2.5 (2-й розділ магістерської роботи)) по формулам (2.22) – (2.24):

$$b'_0 = 452,81, \quad b'_{12} = 0, \quad b'_{23} = 0, \quad b'_{34} = -0,31, \quad b'_{45} = 0,94, \quad b'_{56} = -0,31.$$

$$b'_1 = 6,56, \quad b'_{13} = 0,94, \quad b'_{24} = 0, \quad b'_{35} = 0,31, \quad b'_{46} = 0,31$$

$$b'_2 = 0, \quad b'_{14} = -0,31, \quad b'_{25} = 0, \quad b'_{36} = 0,96,$$

$$b'_3 = 11,56, \quad b'_{15} = 0,31, \quad b'_{26} = 0,$$

$$b'_4 = 15,94, \quad b'_{16} = 0,94,$$

$$b'_5 = 49,06,$$

$$b'_6 = 163,44$$

Проводимо перевірку вагомості коефіцієнтів.

Визначаємо середнє квадратичне відхилення коефіцієнтів « b' » моделі по формулі (2.25 a):

$$S\{b'\} = \sqrt{\frac{S_p'^2}{64}} = \sqrt{\frac{151,56}{64}} \approx 1,54$$

Знаходимо по (додаток В) табличне значення коефіцієнта Стьюдента при 95% довірчої ймовірності та числі ступенів свободи $f_p'=256$:

$$t' \approx 1,96$$

По формулі (2.25) визначаємо величину довірчого інтервалу:

$$\Delta b' = t' S' \{b'\} = 1,96 \cdot 1,54 \approx 4,64$$

Визначаємо вагомі коефіцієнти. Ними є $b'_0, b'_1, b'_3, b'_4, b'_5, b'_6$, так як ці коефіцієнти більше $\Delta b'$.

Шукана модель має вигляд:

$$P = 452,81 + 6,56 \cdot x_1 + 11,56 \cdot x_3 + 15,94 \cdot x_4 + 49,06 \cdot x_5 + 163,44 \cdot x_6$$

4.3 Перевірка адекватності отриманої моделі

Розраховуємо величини \widehat{p}_n модельованої величини шляхом підстановки в (2.6) кодованих значень вагомих факторів та їх взаємодій. Результати записуємо в стовпець 30 таблиці 4.3

Для кожного дослідження обчислюємо абсолютні величини нев'язок по формулі (2.27):

$$|\Delta p'_u| = |\widehat{p}_u - \overline{p'_u}|$$

Результати записуємо в стовпець 31 таблиці 4.3.

Розраховуємо по формулі (2.28) величину суми квадратів нев'язок, записаних у стовпці 32 таблиці 4.3

$$S' = 2548,00$$

Визначаємо дисперсію адекватності $(S'_{ag})^2$ при числі ступенів свободи

$$f'_{ag} = 64 - 6 = 58:$$

$$(S'_{ag})^2 = \frac{S'}{58} = 43,93.$$

Обчислюємо за формулою (2.31) розрахункову величину F' критерія Фішера:

$$F' = \frac{43,93}{151,56} = 0,30$$

По таблиці (додаток Г) визначаємо табличне значення F'_T , яке визначається при 95% довірчій ймовірності зі ступенями свободи $f'_{ag} = 58$ для чисельника і f_p для знаменника.

$$F'_T \approx 1,4$$

Так як $F'_T > F'$, то модель адекватна.

Утворюємо допоміжну функцію:

$$P'' = Y_2 \cdot Y_1^0,$$

де $Y_1^0 = Y_1(+1, +1, +1, +1, +1, +1)$; це означає, що протягом всього експерименту параметри деталей ЗГ мають верхні рівні, які відповідають

$$x_1=x_2=x_3=x_4=x_5=x_6=+1.$$

Визначаємо для P'' поліноміальне представлення у вигляді (2.5) за допомогою ПФЕ, приймаючи у якості кодованих первинних конструктивно-первинних факторів z_1, z_2, z_3, z_4 формули (1.2).

Будуємо матрицю ПФЕ типу 2^4 у відповідності з методикою описаною у розділах 2 та 3. (див. таблицю 4.4). Тут у стовпцях 2-5 вказані значення первинних факторів, в стовпцях 6-11 – значення парних впливів.

У відповідності до п.п.2.6, 2.7 перевіряємо виконання умов симетричності, нормування та ортогональності матриці ПФЕ типу 2^4 .

Рандомізуємо досліди у часі, використовуючи таблицю випадкових чисел 6 з (див. додаток А). Для цього вибираємо елемент, який стоїть у третьому рядку та четвертому стовпці, починаючи з якого виписуємо послідовність номерів виконання дослідів:

$$15, 9, 5, 2, 12, 14, 8, 13, 16, 1, 3, 7, 4, 6, 11, 10.$$

П'ятикратно реалізуємо кожний дослід, записуючи результати вимірювань у стовпцях 12 – 16 таблиці 4.4.

Для кожного u -го дослідів знаходимо середнє значення модельованої характеристики $\overline{P''_u}$ по формулі (2.14). Результати записуємо в стовпці 17 таблиці 4.4

Для кожного з 64 дослідів по формулі (2.15) знаходимо величину дисперсії $S^2\{P''_u\}$. Результати записуємо в стовпці 18 таблиці 4.4.

Перевіряємо гіпотезу однорідності дисперсії $S^2\{P''_u\}$ за допомогою критерія Кохрена.

Розраховуємо G''_K по формулі (2.16):

$$G''_K = \frac{S^2\{P''_u\}_{max}}{\sum_{u=1}^{16} S^2\{P''_u\}} = \frac{250}{1650} = 0,15 \quad (4.9)$$

Таблиці 4.4 - Матриця ПФЕ типу 2^4

№ дослідю	План				Взаємодії (парні)						Експеримент					Розрахункові дані				
	Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	$Z_1 \cdot Z_2$	$Z_1 \cdot Z_3$	$Z_1 \cdot Z_4$	$Z_2 \cdot Z_3$	$Z_2 \cdot Z_4$	$Z_3 \cdot Z_5$	P''_{u1}	P''_{u2}	P''_{u3}	P''_{u4}	P''_{u5}	\bar{P}''_u	$S^2\{P''_u\}$	\widehat{P}''_u	$ \Delta P''_u $	$(\Delta P''_u)^2$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
1	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	700	700	700	700	700	700	0	702,50	2,5	6,25
2	-	+	+	+	-	-	-	+	+	+	780	760	740	740	740	740	200	734,98	5,02	25,20
3	+	-	+	+	-	+	+	-	-	+	660	670	680	690	700	680	250	673,76	6,24	38,94
4	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	690	700	710	700	700	700	50	706,24	6,24	38,94
5	+	+	-	+	+	-	+	-	+	-	590	570	560	550	570	570	200	566,24	3,76	14,14
6	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	580	600	600	620	600	600	200	598,72	1,28	1,64
7	+	-	-	+	-	-	+	+	-	-	510	530	530	530	550	530	200	537,50	7,50	56,25
8	-	-	-	+	+	+	-	+	-	-	580	570	570	560	570	570	50	569,98	0,02	0,00
9	+	+	+	-	+	+	-	+	-	-	390	400	410	400	400	400	50	405,00	5,00	25,00
10	-	+	+	-	-	-	+	+	-	-	390	400	390	380	390	390	50	395,00	5,00	25,00
11	+	-	+	-	-	+	-	-	+	-	400	380	360	380	380	380	200	376,26	3,74	14,00
12	-	-	+	-	+	-	+	-	+	-	380	370	390	370	370	370	50	366,26	3,74	14,00
13	+	+	-	-	+	-	-	-	-	+	260	270	270	280	270	270	50	268,74	1,26	1,60
14	-	+	-	-	-	+	+	-	-	+	260	250	260	270	260	260	50	258,74	1,26	1,60
15	+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	250	240	240	230	240	240	50	240,00	0,00	0,00
16	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	230	230	230	230	230	230	0	230,00	0,00	0,00

Число ступенів свободи для чисельника (2.16 а):

$$f_1'' = 5 - 1 = 4$$

і для знаменника (2.16 б) $f_2'' = 16$.

По таблиці (додаток Б) при 95% рівні довірчої ймовірності знаходимо табличне значення $G_{K.T}''$:

$$G_{K.T}'' \approx 0,24.$$

Так як $G_K'' < G_{K.T}''$, то приймається гіпотеза однорідності дисперсій.

Визначаємо дисперсію відтворюваності проведеного ПФЕ:

$$S_{P''}^2 = \frac{1}{16} \cdot \sum_{u=1}^{16} S^2 \{P_u''\} = 103,12$$

при числі ступенів свободи

$$f_{P''} = (n-1) \cdot N = (5-1) \cdot 16 = 64$$

Визначаємо коефіцієнти полінома 2.5 за формулами 2.22 – 2.24 (другий розділ магістерської роботи):

$$b_0'' = 476,87 \quad b_{12}'' = -0,62, \quad b_{23}'' = -1,87, \quad b_{34}'' = 0,62.$$

$$b_1'' = 5,62, \quad b_{13}'' = 0,62, \quad b_{24}'' = 1,87,$$

$$b_2'' = 14,37, \quad b_{14}'' = -10,62,$$

$$b_3'' = 68,13$$

$$b_4'' = 159,37$$

Проводимо перевірку вагомості (значимості) коефіцієнтів.

Визначаємо середнє квадратичне відхилення коефіцієнтів «b» моделі по

формулі (2.25 а):

$$S\{b''\} = \sqrt{\frac{S_{P''}^2}{16}} = \sqrt{\frac{103,12}{16}} = 2,54.$$

Знаходимо по таблиці (додаток В) табличне значення коефіцієнта Стьюдента при 95% довірчій ймовірності та числі ступенів свободи:

$$f_{P''} = 64,$$

$$t'' \approx 1,96.$$

По формулі (2.25) визначаємо величину довірчого інтервалу:

$$\Delta b'' = t'' \cdot S\{b''\} = 1,96 \cdot 2,54 \approx 4,98.$$

Визначаємо вагомі (значимі) коефіцієнти. Ними є $b''_0, b''_1, b''_2, b''_3, b''_4, b''_{14}$.

Шукана модель має вигляд:

$$P'' = 476,87 - 5,62z_1 + 14,37z_2 + 68,13z_3 + 159z_4 - 10,62z_1 \cdot z_4 \quad (4.10)$$

Перевіряємо адекватність отриманої моделі.

Обраховуємо величини $\widehat{P''_u}$ модельованої величини шляхом підстановки в (2.8) кодованих значень вагомих факторів та їх взаємодій. Результати записуємо в стовпець 19 таблиці 4.4.

Для кожного дослідження розраховуємо абсолютні величини нев'язок по формулі (2.27):

$$|\Delta P''_u| = |\widehat{P''_u} - \overline{P''_u}|.$$

Результати записуємо в стовпець 20 таблиці 4.4.

Розраховуємо по формулі (2.28) величину суми квадратів нев'язок, записаних в стовпці 21 таблиці 4.4.

$$S'' = 5 \cdot 262,36 = 1311,8$$

Визначаємо дисперсію адекватності $(S''_{ag})^2$ при числі ступенів вільності:

$$f''_{ag} = 16 - 6 = 10,$$

$$(S''_{ag})^2 = \frac{S''}{11} = 119,25.$$

Розраховуємо по формулі (2.31) розрахункову величину F'' критерію Фішера.

$$F'' = \frac{119,25}{103,12} \approx 1,16$$

По таблиці (додаток Б) визначаємо табличне значення F''_T , яке визначається при 95% довірчої ймовірності по ступеням свободи $f''_{ag} = 10$ для чисельника і $f''_{P''} = 64$ для знаменника.

$$F''_T \approx 2,5$$

Так як $F''_T > F''$, то робимо висновок - модель адекватна.

По формулі (3.27) з третього розділу магістерської роботи записуємо кінцевий вигляд модельованої величини потужності P :

$$P = \frac{P' \cdot P''}{P_0} \quad (4.11)$$

де P_0 – значення потужності при $x_1=x_2=x_3=x_4=x_5=x_6=+1$, $z_1=z_2=z_3=z_4=+1$, з таблиць 4.3 і 4.4 видно, що:

$$P_0=700$$

Вираз потужності через кодовані змінні (2.1) і (2.2) має вигляд:

$$P = \frac{1}{700} (452,81 + 6,56x_1 + 11,56x_3 + 15,94x_4 + 49,06x_5 + 163,44x_6) \cdot (476,87 - 5,62z_1 + 14,37z_2 + 68,13z_3 + 159,37z_4 - 10,62z_1 \cdot z_4).$$

Вираз потужності через абсолютні змінні можна записати у вигляді:

$$P = \frac{1}{700} (452,81 + 6,56 \cdot \frac{q_1 - 250}{100} + 11,56 \cdot \frac{q_3 - 32,01}{0,01} + 15,94 \cdot \frac{q_4 - 5}{1} + 49,06 \cdot \frac{q_5 - 600}{100} + 163,44 \cdot \frac{q_6 - 8}{1}) \cdot (476,87 - 5,62 \cdot \frac{Q_1 - 32,01}{0,01} + 14,37 \cdot \frac{Q_2 - 32,065}{0,035} + 68,13 \cdot \frac{Q_3 - 9}{1} + 159,37 \cdot \frac{Q_4 - 600}{100} - 10,62 \cdot \frac{Q_1 - 32,01}{0,01} \cdot \frac{Q_4 - 600}{100}). \quad (4.12)$$

4.4 Визначення допусків на параметри складальних деталей прийомо-передавача

Аналіз конструкції прийомо-передавача, показав, що одним з параметрів, значення якого можуть виходити з заданого в ТУ інтервалу, є потужність вихідного ВЧ сигналу P , значний вплив на яку мають:

1. Параметри деталей та вузлів задаючого генератора (ЗГ):

а) зусилля притиску анодного плунжера до анодної цангі;

- b) діаметр корпусу катодно-сіткового контуру;
- c) діаметр стакана катодно-сіткового контуру;
- d) чистота поверхні стакана катодно-сіткового контуру;
- e) зусилля притиску великого плунжера;
- f) чистота поверхні корпусу анодного контуру.

2. Параметри деталей та вузлів підсилювача потужності (ПП):

діаметр стакана катодно-сіткового контуру;

- a) діаметр стакана катодно-сіткового контуру;
- b) діаметр корпусу катодно – сіткового контуру;
- c) чистота поверхні корпусу анодного контуру;
- d) зусилля притиску.

Дані про розмірність, рівні та інтервали варіювання наведених факторів, використаних при проведенні експерименту, зведено у таблицю 4.5.

У результаті проведення експерименту, було отримано вирази для вихідної потужності P через наведені у таблиці вхідні фактори, які істотно впливають на її зміни (формула 4.12).

$$P = \frac{1}{700} (452,81 + 6,56 \cdot \frac{q_1 - 250}{100} + 11,56 \cdot \frac{q_3 - 32,01}{0,01} + 15,94 \cdot \frac{q_4 - 5}{1} + 49,06 \cdot \frac{q_5 - 600}{100} + 163,44 \cdot \frac{q_6 - 8}{1}) \cdot (476,87 - 5,62 \cdot \frac{Q_1 - 32,01}{0,01} + 14,37 \cdot \frac{Q_2 - 33,065}{0,035} + 68,13 \cdot \frac{Q_3 - 9}{1} + 159,37 \cdot \frac{Q_4 - 600}{100} - 10,62 \cdot \frac{Q_1 - 32,01}{0,01} \cdot \frac{Q_4 - 600}{100})$$

Найпростіші дослідження показали, що заданих границь (210Вт,740Вт) потужність може досягнути лише при неприйнятних з технологічної та економічної точки зору значеннях чистоти поверхні корпусу анодного контура ($\sqrt{8}$) та зусилля притиску (500г). Тому різні технологічні заходи по підвищенню потужності вихідного ВЧ сигналу були признані малоефективними і було прийнято рішення про зміну конструкції прийомо-передавача.

Таблиця 4.5 - Дані про розмірність, рівні та інтервали варіювання факторів використаних при проведенні експерименту

№ з/п	Найменування та позначення фактора	Розмірність фактора	РІВНІ			Інтервал варіювання
			Верхній	Нижній	Основний	
1	2	3	4	5	6	7
1.	Зусилля притиску плунжера до анодної цангі – q_1	Г	350	150	250	100
2.	Діаметр корпусу катодно-сіткового контурат ЗГ – q_2	мм	33,100	33,030	33,065	0,035
3.	Діаметр стакану катодно-сіткового контура ЗГ- q_3	мм	32,02	32,00	32,01	0,01
4.	Чистота поверхні стакану катодно-сіткового контура ЗГ – q_4	∇	6	4	5	1
5.	Зусилля притиску великого плунжера до стінки контура – q_5	Г	700	500	600	100
6.	Чистота поверхні корпусу анодного контура – q_6	∇	9	7	8	1
7.	Діаметр стакану катодно-сіткового контура ІІІ – Q_1	мм	32,02	32,00	32,01	0,01
8.	Діаметр корпусу катодно-сіткового контура ІІІ – Q_2	мм	32,100	33,030	33,065	0,035
9.	Чистота поверхні корпусу анодного контура – Q_3	∇	10	8	9	1
10.	Зусилля притиску великого плунжера до стінки контура – Q_4	∇	700	500	600	100

У результаті впровадження в конструкцію прийомо-передавача були внесені зміни, які призвели до підвищення стабільності вихідних

характеристик, зокрема потужності вихідного високочастотного ВЧ сигналу.

Разом з тим, навіть модифікована конструкція прийомо-передавача може гарантувати зберігання вихідних характеристик прийомо-передавача у заданій межі тільки при визначених обмеженнях, накладених на величини первинних конструктивно-технологічних факторів, таких як, наприклад, зусилля притиску анодного плунжера до анодної цангі, діаметри корпусів катодно-сіткового контуру, задаючого генератора (ЗГ) та підсилювача потужності (ПП) та ін.

Аналіз конструкції прийомо-передавача та досвід досліджень виконаних в магістерській роботі показує, що значний вплив на вихідну характеристику P потужність вихідного ВЧ сигналу – мають:

1. Параметри деталей та вузлів ЗГ:

- a) зусилля притиску анодного плунжера до анодної цангі;
- b) діаметр корпусу катодно-сіткового контуру;
- c) діаметр стакана катодно-сіткового контуру;
- d) чистота поверхні стакана катодно-сіткового контуру;
- e) чистота поверхні по колу трубки анодної цангі;
- f) діаметр стакана анодного контуру;

2. Параметри деталей і вузлів ПП:

- a) зусилля притиску анодного плунжера до анодної цангі;
- b) діаметр корпусу катодно-сіткового контуру;
- c) діаметр стакана катодно-сіткового контуру;
- d) чистота поверхні стакана катодно-сіткового контуру.

Дані про розмірність, рівні та інтервали варіювання перерахованих факторів, використаних при проведенні АПЕ, зведені у таблицю 4.6.

Вигляд залежності потужності P від наведених у таблиці 4.6 факторів, а також отримані в ході експерименту можна представити виразом:

$$P = \frac{1}{670} \left(658,59 + 7,66 \cdot \frac{q_1 - 250}{100} + 7,34 \cdot \frac{q_4 - 5}{1} \right) \cdot \left(653,12 + 3,12 \cdot \frac{Q_1 - 250}{100} + \right.$$

$$+4,37 \cdot \frac{Q_2 - 33,065}{0,035} - 8,12 \cdot \frac{Q_3 - 32,01}{0,01} \quad (4.13)$$

Таблиця 4.6 - Дані про розмірність, рівні та інтервали варіювання факторів використаних при проведенні первинного експерименту

№ з/п	Найменування та позначення фактора	Розмірність фактора	РІВНІ			Інтервал варіювання
			Верхній	Нижній	Основний	
1	2	3	4	5	6	7
1.	Зусилля притиску плунжера до анодної цангі – q ₁	г	350	150	250	100
2.	Діаметр корпусу катодно-сіткового контуру ЗГ – q ₂	мм	33,100	33,030	33,065	0,035
3.	Діаметр стакану катодно-сіткового контуру ЗГ- q ₃	мм	32,02	32,00	32,01	0,01
4.	Чистота поверхні стакану катодно-сіткового контуру ЗГ – q ₄	∇	6	4	5	1
5.	Чистота поверхні по кругу трубки анодної цангі ЗГ – q ₅	∇	6	4	5	1
6.	Діаметр стакану анодного контуру ЗГ – q ₆	мм	31,28	31,14	31,21	0,07
7.	Зусилля притиску анодного плунжера до анодної цангі ПП – Q ₁	г	350	150	250	100
8.	Діаметр корпусу катодно-сіткового контуру ПП – Q ₂	мм	33,100	33,030	33,065	0,035
9.	Діаметр стакану катодно-сіткового контуру ПП – Q ₃	мм	32,02	32,00	32,01	0,01
10.	Чистота поверхні стакану катодно-сіткового контуру – Q ₄	∇	6	4	5	1

Встановлення залежності потужності вихідного сигналу від вхідних параметрів прийомо-передавача дозволяє ставити задачу визначення таких допусків на ці параметри, за яких мало б забезпечуватись виконання умов на розглянутий вихідний параметр:

$$P \geq P_0 \quad (4.14)$$

де P_0 – мінімальне значення потужності ВЧ сигналу, яке відповідає вимогам ТУ.

Розглянуте завдання може бути сформульоване таким чином. При заданих номінальних значеннях вхідних параметрів:

$$\bar{x}^0 = \{q_1^0, q_4^0, Q_1^0, Q_2^0, Q_3^0\},$$

потрібно визначити такі допустимі їх відхилення Δ_i ($i=1,2,\dots,5$) від номінальних значень, щоби в отриманому умові мати:

$$x_0^i - \frac{\Delta_i}{2} \leq x_i \leq x_i^0 + \frac{\Delta_i}{2},$$

було забезпечено виконання умови (4.14) на вихідний параметр.

4.5 Зведення завдання визначення допусків на первинні конструктивно-технологічні фактори до задачі оптимізації

Вирішення задачі в наведеній постановці означає вписання у криволінійну область, визначену нерівністю (4.14) паралелепіпеда. Причому, таких паралелепіпедів може бути безліч. Для однозначного рішення поставленої задачі необхідно призначити додатковий критерій оптимальності, який вибирається виходячи з економічних або виробничих міркувань та звести

його до задачі оптимізації вибраної цільової функції за наявності обмеження (4.14).

Так як з метою економії допуски на всі вхідні параметри бажано максимально розширити, то розглянута задача є багатокритеріальною, а множина окремих критеріїв може бути записана у вигляді:

$$\Delta_i \rightarrow \max, i=1,2,\dots,5.$$

Зведення даної багатокритеріальної задачі до задачі з одним критерієм було здійснено за допомогою згортання критеріїв вигляду

$$F_1 = \sum_{i=1}^5 C_i \Delta_i,$$

$$F_2 = \min C_i \Delta_i,$$

де C_i - нормовані позитивні числа

Таким чином необхідно визначити такі значення $\Delta_i=(1,2,\dots,5)$, на яких може бути досягнуто максимум одної з цільових функцій F_1, F_2 при обмеженні (4.14).

Для нової конструкції прийомо-передавача було здійснено визначення допусків на вхідні параметри, номінальні значення яких наведені у таблиці 4.7.

Таблиця 4.7 – Номінальні значення допусків на параметри прийомо-передавача

q_1^0 Г	q_4^0 В	Q_1^0 Г	Q_2^0 ММ	Q_3^0 ММ
250	4	250	33,065	32,01

Причому, обмеження на вхідні та вихідні параметри прийомо-передавача задавались системою нерівностей.

$$P \geq 600,$$

$$50 \leq q_1 \leq 450,$$

$$3 \leq q_4 \leq 5,$$

$$50 \leq Q_1 \leq 450,$$

$$32,995 \leq Q_2 \leq 33,135,$$

$$31,91 \leq Q_3 \leq 32,11$$

Значення вхідних параметрів прийомо-передавача, отримані при Δ_i , доставляючи максимум однієї з функцій F_1 і F_2 при різних наборах значень коефіцієнтів C_i для $P_0=600$ Вт зведено у таблиці 4.8:

Таблиця 4.8 - Значення вхідних параметрів прийомо-передавача, отримані при Δ_i , доставляючи максимум однієї з функцій F_1 і F_2 при різних наборах значень коефіцієнтів C_i для $P_0=600$ Вт

Критерій оптимальності $\sum_{i=1}^5 c_i \Delta_i \rightarrow \max$		Критерій оптимальності $\min c_i \Delta_i \rightarrow \max$	
$c_i=1,$ $i=1,2,\dots,5$	$c_i=0,2, i=1,2,\dots,5$	$c_i=1, i=1,2,\dots,5$	$c_i=0,2, i=1,2,\dots,5$
$211 \leq q_1 \leq 289$	$211 \leq q_1 \leq 289$	$126 \leq q_1 \leq 374$	$126 \leq q_1 \leq 374$
$3 \leq q_4 \leq 5$	$3 \leq q_4 \leq 5$	$3 \leq q_4 \leq 5$	$3 \leq q_4 \leq 5$
$50 \leq Q_1 \leq 450$	$50 \leq Q_1 \leq 450$	$107 \leq Q_1 \leq 393$	$107 \leq Q_1 \leq 393$
$33,01 \leq Q_2 \leq 33,12$	$33,01 \leq Q_2 \leq 33,12$	$33,027 \leq Q_2 \leq 33,107$	$33,027 \leq Q_2 \leq 33,107$
$31,93 \leq Q_3 \leq 32,09$	$31,93 \leq Q_3 \leq 32,09$	$31,95 \leq Q_3 \leq 32,07$	$31,95 \leq Q_3 \leq 32,07$

Висновки по розділу 4

Проведені дослідження показали, що факторами які найбільш суттєво впливають на модельовану функцію потужності вихідного сигналу є наступні параметри деталей та вузлів як ЗГ, так і ПП:

- чистота поверхні анодного контуру,
- зусилля притиску великого плунжера до стінки контуру.

Порівняння коефіцієнтів впливу цих факторів навіть з коефіцієнтами впливу інших, суттєво впливаючих на величину потужності факторів, показує, що перші в $3\div 30$ разів більше.

Аналізом таблиць 4.3 та 4.4 встановлено, що саме в результаті варіювання цих факторів потужність вихідного сигналу може змінюватись від 210 до 740 Вт.

Вказаних границь потужність може досягати при таких великих значеннях факторів, як чистота поверхні корпусу анодного контуру $\nabla 8$ та зусилля притиску 500 г.

Наведені дані показують, що різні прийнятні у виробництві технологічні заходи, спрямовані на підвищення стабільності потужності вихідного сигналу прийомо-передавача, будуть або малоефективними, або не економічними. Найбільш раціональними шляхами підвищення стабільності вказаної потужності є такі зміни конструкції прийомо-передавача, які б дозволили виключити вплив вказаних у пп. 4.1 факторів.

Визначені допуски на вхідні параметри прийомо-передавача, за яких гарантується відповідність потужності вихідного ВЧ сигналу вимогам ТУ.

ВИСНОВКИ

В процесі виконання магістерської кваліфікаційної роботи вирішено завдання дослідження і застосування методики оперативної побудови математичних моделей для складання радіоелектронних пристроїв і здійснення оптимізації щодо вибору їх параметрів. Запропоновані і описані підходи які ґрунтуються на статистичних принципах проведення активного планового експерименту дозволяють оптимізувати часові ресурси для опису різноманітних процесів які застосовуються при конструюванні радіоелектронних пристроїв. В процесі виконання магістерської роботи дістала подальшого розвитку методика проведення активного планового експерименту, зокрема в частині її застосування при роботі з радіоелектронними пристроями які містять в конструкції незалежні функціональні вузли вплив яких на роботу пристрою заздалегідь відомий. Основна досягнута мета роботи полягала в розробці методики формування статистичних моделей радіоелектронних пристроїв для мінімізації їх трудомісткості побудови в умовах проведення експерименту.

В ході виконання роботи отримано наступні основні результати:

1. Проведено огляд методів математичного моделювання технологічних процесів складання радіотехнічних пристроїв.
2. Сформована методика активного планового експерименту відповідно до задач моделювання технологічних процесів складання радіоелектронних пристроїв.
3. Сформована методика складання ортогонального центрально-композиційного плану.
4. Побудована математична модель прийомо-передавача, представлена у вигляді аналітичної залежності потужності вихідного ВЧ сигналу від первинних конструктивно-технологічних факторів, які суттєво впливають на зміну модельованої функції.

5. Визначені первинні конструктивно-технологічні фактори, які найбільш суттєво впливають на зміну потужності вихідного ВЧ сигналу прийомо-передавача.

6. Сформовані рекомендації, спрямовані на підвищення стабілізації потужності вихідного ВЧ сигналу прийомо-передавача.

ПЕРЕЛІК ДЖЕРЕЛ ПОСИЛАННЯ

- 1 Петрушин В.Н. Планирование экспериментального исследования трудоёмкости алгоритмов на основе бета-распределения / В.Н. Петрушин, М.В. Ульянов. - Информационные технологии и вычислительные системы – 2008. - № 2. – С. 81-91.
- 2 Блинова Е.И. Планирование и организация эксперимента / Е.И. Блинова. – Минск: БГТУ, 2010. – 130 с.
- 3 Монтгомери Д.К. Планирование эксперимента и анализ данных / Д.К. Монтгомери. – Ленинград: Судостроение, 1980. – 380 с.
- 4 Джонсон Н. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. Методы обработки данных / Н. Джонсон. – Москва: Мир, 1981. – 520 с.
- 5 Gazut S. Towards the Optimal Design of Numerical Experiments / S. Gazut / J. Martinez, G. Dreyfus and Y. Oussar // IEEE Transactions on Neural Networks – 2008. - Т. 19. - №. 5, С. 874-882.
- 6 Кислий В.М. Організація наукових досліджень: навч. посібник / В.М. Кислий. — Суми: Університетська книга, 2011. — 224 с.
- 7 Maurović I. Path Planning for Active SLAM Based on the D* Algorithm With Negative Edge Weights / I. Maurović, M. Seder, K. Lenac and I. Petrović // IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics: Systems – 2018. - Т. 48, №. 8, С. 1321-1331.
- 8 Засименко В.М. Основи теорії планування експерименту. навч. посібник / В.М. Засименко— Львів: Видав. ДУ «ЛП», — 2000. — 205 с.
- 9 Важинський С.Е. Методика та організація наукових досліджень : навч. посіб. / С. Е. Важинський, Т І. Щербак. – Суми: СумДПУ імені А. С. Макаренка, 2016. – 260 с.
- 10 Kovtun I., Boiko J., Petrashchuk S. Nondestructive strength diagnostics of solder joints on printed circuit boards //2017 International Conference on Information and Telecommunication Technologies and Radio Electronics

(UkrMiCo). – IEEE, 2017. – С. 1-4.

11 Kovtun I., Boiko J., Petrashchuk S., Kałaczyński T. Theory and practice of vibration analysis in electronic packages //MATEC Web of Conferences. – EDP Sciences, 2018. – Т. 182. – С. 02015.

12 Бойко Ю. М. Науково-прикладні питання забезпечення роздільної здатності і ефективності обробки сигналів у радіотехнічних та телекомунікаційних системах за наявності завад : монографія / Ю. М. Бойко, О. М. Шинкарук, Л. В. Карпова, І. І. Чесановський. – Хмельницький : ХНУ, 2019. – 218 с.

13 Методы исследований и организация экспериментов / под ред. проф. К. П. Власова — Х.: Издательство «Гуманитарный Центр», 2002.— 256 с.

14 Смагунова А. Н. Математическое планирование эксперимента в методических исследованиях аналитической химии: Учебное пособие / А. Н. Смагунова, Г. В. Пашкова, Л. И. Белых. – Санкт-Петербург : Издательство "Лань", 2021. – 120 с.

15 Скляр В. А. Организация и математическое планирование эксперимента. Учебное пособие / В. А. Скляр. - М.: Издательские решения, 1984. - 790 с.

16 Григорьев Ю. Д. Методы оптимального планирования эксперимента. Линейные модели. Учебное пособие / Ю. Д. Григорьев. - М.: Лань, 2015. - 867 с.

17 Адлер Ю.П. Введение в планирование эксперимента / Ю.П. Адлер. — М.: Металлургия, 1969. — 157 с.

18 Адлер Ю.П. Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий / Ю.П. Адлер, Е.В. Маркова, Ю.В. Грановский. — М.: Наука, 1976. - 280 с.

19 Красовский Г.И. Планирование эксперимента / Г.И. Красовский, Г.Ф. Филаретов. — Минск : Изд-во БГУ, 1982. — 302 с.

20 Математическая теория планирования эксперимента / под. ред. С.М. Ермакова. — Москва : Наука, Физматия, 1983. — 392 с.

21 Конспект лекцій з курсу «Планування і обробка результатів експерименту» (для студентів денної і заочної форм навчання спеціальності 141 – Електроенергетика, електротехніка та електромеханіка) / Харків. нац. унт міськ. госп-ва ім. О. М. Бекетова ; уклад. : Л. А. Назаренко. – Харків : ХНУМГ ім. О. М. Бекетова, 2018. – 163 с.

22 Важинський С.Е. Методика та організація наукових досліджень : навч. посіб. / С. Е. Важинський, Т І. Щербак. – Суми: СумДПУ імені А. С. Макаренка, 2016. – 260 с.

23 Румшинський Л.З. Элементы теории вероятностей / Л.З. Румшинський. – Москва : Наука, 1970. – 345 с.

24 Васильковський О.М. Підручник дослідника. навч. посіб. / О.М. Васильковський, С.М. Лещенко, К.В. Васильковська, Д.І. Петренко – Кіровоград: 2016. - 204 с.

25 Бірта Г. О. Методологія і організація наукових досліджень. [текст] : навч. посіб. / Г. О. Бірта, Ю.Г. Бургу – Київ : «Центр учбової літератури», 2014. – 142 с.

26 Білуха М.Т. Основи наукових досліджень / М.Т. Білуха — Київ : Вища шк., 1997. — 125 с.

27 П'ятницька-Позднякова І.С. Основи наукових досліджень у вищій школі. навч. посібник / І.С. П'ятницька-Позднякова — Київ : Вища шк., 2003. — 116 с.

28 Бойко Ю. М. Теоретичні аспекти підвищення завадостійкості й ефективності обробки сигналів в радіотехнічних пристроях та засобах телекомунікаційних систем за наявності завад : монографія / Ю. М. Бойко, В. А. Дружинін, С. В. Толюпа. - Київ : Логос, 2018. - 227 с.

29 Boiko J. Evaluation of phase-frequency instability when processing complex radar signals / J. Boiko, L. Karpova, O. Eromenko, Y. Havrylko //International Journal of Electrical and Computer Engineering. – 2020. – Т. 10. – №. 4. – С. 4226.

30 Kovtun I. Methods for Vibration Reduction in Enclosed Electronic Packages / I. Kovtun, J. Boiko, S. Petrashchuk, T. Kałaczyński //MATEC Web of Conferences. – EDP Sciences, 2019. – Т. 302. – С. 01008.

Додаток А

Фрагмент таблиці випадкових чисел

№ рядка	Номер стовпця																								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
1	56	66	25	32	38	64	70	26	27	67	77	40	04	34	63	98	99	89	31	16	12	90	50	28	98
2	88	40	52	82	9	82	69	34	50	21	74	00	91	27	52	98	72	03	45	65	30	89	71	45	91
3	87	63	88	23	62	51	07	69	59	02	89	49	14	98	53	41	92	36	07	76	85	37	84	37	47
4	32	25	21	15	98	82	34	57	57	35	22	03	33	48	84	37	37	29	38	37	89	76	25	09	69
5	44	61	88	23	13	01	59	47	64	04	99	59	96	20	30	87	31	33	69	45	58	48	00	83	48
6	94	44	08	67	79	41	61	41	15	60	11	88	83	24	82	24	07	78	61	89	42	58	88	22	16
7	13	24	40	09	00	65	46	38	61	12	90	62	41	11	59	85	18	42	61	29	88	76	04	21	80
8	78	7	84	05	99	85	75	67	80	05	57	05	71	70	31	31	99	99	06	96	53	99	25	13	63
9	42	39	30	02	34	99	46	68	45	15	19	74	15	50	17	44	80	13	86	38	40	45	82	13	44
10	04	52	43	96	38	13	83	80	72	34	20	84	56	19	49	59	14	85	42	99	71	16	34	33	79
11	82	85	77	30	16	69	32	46	46	30	84	20	68	72	98	94	62	63	59	44	00	89	06	15	87
12	38	48	84	88	24	65	46	48	60	06	90	08	83	83	98	40	90	88	52	62	85	74	55	80	85
13	91	19	05	68	22	58	04	63	21	16	23	38	25	43	32	98	94	65	35	35	93	94	65	35	35
14	54	81	87	21	31	40	46	17	62	63	99	71	14	12	64	51	68	50	60	78	22	69	51	98	37
15	65	43	75	12	91	20	36	25	57	92	33	65	96	48	75	00	06	65	25	90	16	29	34	14	43
16	49	98	71	31	80	59	57	32	43	07	85	06	64	75	27	29	17	06	11	30	68	70	97	87	21
17	03	98	68	89	39	71	87	32	14	99	42	10	25	37	30	08	27	75	43	97	54	20	69	93	50
18	56	04	21	34	92	89	81	52	15	12	84	11	12	66	87	48	21	06	86	08	35	39	52	28	09
19	48	09	36	95	36	20	82	53	32	89	92	68	50	88	17	37	92	02	23	43	63	24	69	80	91
20	23	97	10	96	37	74	07	95	26	44	93	08	43	30	41	86	45	74	33	78	84	33	38	76	73
21	43	97	55	45	98	35	69	45	96	80	46	26	39	96	33	60	20	73	30	79	17	19	03	47	28
22	40	05	08	50	79	89	58	19	86	48	27	98	99	24	08	94	19	15	81	29	82	14	35	88	03

Продовження додатку А

23	66	97	10	69	02	25	36	43	71	76	00	67	56	12	69	07	89	65	63	31	50	72	20	33	36
24	15	62	38	72	92	03	76	09	30	75	77	80	04	24	54	67	60	10	79	26	21	60	03	48	14
25	77	81	15	14	67	55	24	22	20	55	36	93	67	69	37	72	22	43	46	31	56	15	75	25	12
26	18	87	05	09	96	45	14	72	41	46	12	67	46	72	02	59	06	17	49	12	73	28	23	52	48
27	08	58	53	63	66	13	07	04	48	71	39	07	46	96	40	20	86	79	11	81	74	11	15	23	17
28	16	07	79	57	61	42	19	68	15	12	60	21	59	12	07	04	99	88	22	39	75	16	69	13	84

Додаток В

Значення коефіцієнтів Стюдента при 95%-ій довірчій ймовірності

f_y	t	f_y	t	f_y	t
1	12,71	11	2,201	21	2,030
2	4,303	12	2,179	22	2,074
3	3,182	13	2,160	23	2,069
4	2,776	14	2,145	24	2,064
5	2,571	15	2,131	25	2,060
6	2,447	16	2,120	26	2,056
7	2,365	17	2,110	27	2,052
8	2,306	18	2,101	28	2,048
9	2,262	19	2,093	29	2,045
10	2,228	20	2,086	30	2,042
				∞	1,960

Додаток Г

Значення F_t – критерія Фішера при 95% - й довірчій ймовірності

f_{kg}	f_y								
	1	2	3	4	5	6	12	24	
	104,4	199,5	215,7	224,6	230,2	234,0	244,9	249,0	254,3
	18,5	19,2	19,2	19,3	19,3	19,3	19,4	19,4	19,5
	10,1	9,6	9,3	9,1	9,0	8,9	8,7	8,6	8,5
	7,7	6,9	6,6	6,3	6,2	5,9	5,8	5,8	5,6
	6,6	5,8	5,4	5,2	5,1	5,0	4,7	4,5	4,4
	6,0	5,1	4,8	4,5	4,4	4,3	4,0	3,8	3,7
	5,5	4,7	4,4	4,1	4,0	3,9	3,6	3,4	3,2
	5,3	4,5	4,1	3,8	3,7	3,6	3,3	3,1	2,9
	5,1	4,3	3,9	3,6	3,5	3,4	3,1	2,9	2,7
	5,0	4,1	3,7	3,5	3,3	3,2	2,9	2,7	2,5
	4,8	4,0	3,6	3,4	3,2	3,1	2,8	2,6	2,4
	4,8	3,9	3,5	3,3	3,1	3,0	2,7	2,5	2,3
	4,7	3,8	3,4	3,2	3,0	2,9	2,6	2,4	2,2
	4,6	3,7	3,3	3,1	3,0	2,9	2,5	2,3	2,1
	4,5	3,7	3,3	3,1	2,9	2,8	2,5	2,3	2,1
	4,5	3,6	3,2	3,0	2,9	2,7	2,4	2,2	2,0
	4,5	3,6	3,2	3,0	2,8	2,7	2,4	2,2	2,0
	4,4	3,6	3,2	2,9	2,8	2,7	2,3	2,1	1,9
	4,4	3,5	3,1	2,9	2,7	2,6	2,3	2,1	1,9
	4,4	3,5	3,1	2,9	2,7	2,6	2,3	2,1	1,9
	4,3	3,4	3,1	2,8	2,7	2,6	2,2	2,0	1,8
	4,3	3,4	3,0	2,8	2,6	2,5	2,2	2,0	1,7
	4,2	3,4	3,0	2,7	2,6	2,5	2,2	2,0	1,7
	4,2	3,3	3,0	2,7	2,6	2,4	2,1	1,9	1,7
	4,2	3,3	2,9	2,7	2,5	2,4	2,1	1,9	1,6
	4,1	3,2	2,9	2,6	2,5	2,3	2,0	1,8	1,5
	4,0	3,2	2,8	2,5	2,4	2,3	1,9	1,7	1,4
	3,9	3,1	2,7	2,5	2,3	2,2	1,8	1,6	1,3
	3,8	3,0	2,6	2,4	2,2	2,1	1,8	1,5	1,0

КОВТУН І.І.

Хмельницький національний університет
ORCID ID: 0000-0002-1430-6479
e-mail: dr.igorkovtun@gmail.com

БОЙКО Ю.М.

Хмельницький національний університет
ORCID ID: 0000-0003-0603-7827
e-mail: boiko_julius@ukr.net

КАРПОВА Л.В.

Хмельницький національний університет
ORCID ID: 0000-0001-5015-2107
e-mail: rtlesya@gmail.com

ПЕТРИШИН В. Ю.

Хмельницький національний університет

ВПЛИВ КОНСТРУКТИВНО-ТЕХНОЛОГІЧНИХ ФАКТОРІВ НА ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ СТАБІЛЬНОСТІ ПАРАМЕТРІВ РАДІОЕЛЕКТРОННИХ ПРИБОРІВ

В роботі сформовано підходи щодо складання математичних моделей технологічного процесу конструювання радіоелектронних пристроїв. Представлено результати теоретичних досліджень, в частині вирішення проблеми технологічного проектування методикою оперативного побудови математичних моделей процесів складання радіоелектронних пристроїв і вибору оптимальних параметрів їх частин. Дані рекомендації щодо впливу конструктивно-технологічних факторів на забезпечення стабільності параметрів радіоелектронних пристроїв. Досліджено практики використання принципів активного планового експерименту для цілей моделювання різноманітних технологічних процесів.

Ключові слова: радіоелектронний пристрій, технологічні параметри, математична модель, регресія, поліном.

KOVTUN Igor I., BOIKO Juliy M., KARPOVA Lesya V., PETRYSHYN Volodymyr Y.
Khmelnitskyi National University

INFLUENCE OF DESIGN AND TECHNOLOGY FACTORS ON ENSURING STABILITY PARAMETERS FOR RADIO-ELECTRONIC DEVICES

The material presented in the article contains the results theoretical research, in terms of research and implementation in production technological design methods for the operational construction of mathematical models' assembly processes of electronic devices and the choice of optimal parameters of their parts.

This technique is based on the statistical principles of active planned experiment, which are currently widely used in various fields of science and technology. The use of these principles, in contrast to traditional methods of conducting a passive experiment and processing the results obtained in this case, allows to drastically reduce the time and material costs for a reliable mathematical description of complex physical laws that underlie the processes of compiling modern electronic devices and choosing the parameters of the parts included in them.

The proposed methodology provides for a modification of the principles of an active planned experiment, which can be used when working with electronic devices consisting of independent (explained in the text of the article), in a certain sense, functional units or cascades, the mutual influence of which on the operation of the device is known in

advance. It allows you to create such statistically determined models of radio electronic devices that can significantly reduce the labour intensity and economic costs necessary for setting up an experiment.

The selection of primary factors included in an active planned experiment should be based on a thorough analysis of the principles of operation and design features of assembly objects, the physical essence of a particular technological process, as well as a study of the experience of mass production and the results of previous research in the relevant areas of technology. The success of the entire active planned experiment and the possibility of effective use of the obtained mathematical model in the design and technological preparation of production almost completely depend on the successful choice of factors.

The purpose of the article is related to the development of a technique for the rapid construction of mathematical models of the assembly processes of radio-electronic devices and the selection of the optimal parameters of their parts.

Keywords: electronic device, technological parameters, mathematical model, regression, polynomial.

Постановка проблеми

Фактична складність складання і налаштування сучасних радіоелектронних пристроїв (РЕП) багато в чому обумовлена вимогами до якості цих пристроїв і точністю технологічних параметрів його складових частин.

Оперативний і цілеспрямований контроль точності складання, а, отже, і стійкості вихідних параметрів РЕП стає можливим тільки при наявності візуальних і повних математичних моделей відповідних технологічних процесів [1-4].

Матеріал представлений у статті представляє результати теоретичних досліджень, в частині вирішення проблеми впровадження у виробництво технологічного проектування методики оперативного побудови математичних моделей процесів складання РЕП і вибору оптимальних параметрів їх частин [5-7].

Ця методика заснована на статистичних принципах активного планового експерименту, які в даний час широко використовуються в різних галузях науки і техніки. Використання цих принципів, на відміну від традиційних методів проведення пасивного експерименту і обробки отриманих при цьому результатів, дозволяє різко скоротити час і матеріальні витрати на достовірний математичний опис складних фізичних законів, що лежать в основі процесів складання сучасних РЕП і вибору параметрів включених в них деталей.

Запропонована методика передбачає модифікацію принципів активного планового експерименту, яка може застосовуватися при роботі з РЕП, що складаються з незалежних (пояснюється в тексті статті) в певному сенсі функціональних вузлів або каскадів, взаємний вплив яких на роботу пристрою відомий заздалегідь. Вона дає можливість створювати такі статистично визначені моделі РЕП, які дозволяють значно знизити трудомісткість і економічні витрати, необхідні для постановки експерименту [1].

Мета статті пов'язана із розробкою методики для швидкої побудови математичних моделей процесів складання РЕП і вибору оптимальних параметрів їх деталей.

Аналіз останніх джерел

Під математичною моделлю технологічного процесу складання розуміється такий його математичний опис, який з необхідною для даних виробничих умов точністю відображає закономірності формування виробу, що збирається і (або) його вихідних контрольованих характеристик [6].

В цілому, математична модель збірки може бути представлена як:

$$y = F(q_i), \quad (1)$$

де: y - модельована вихідна характеристика об'єкту (процесу) складання, наприклад, потужність вихідного сигналу, його частота, механічні напруження в деталях та ін.; q_i - первинні конструктивно-технологічні фактори, які визначають вихідну характеристику, яка моделюється ($i = 1, 2 \dots p'$); F - функціонал, тобто математичний символ перетворення, зумовлений конкретним видом математичної моделі.

В даний час існує досить умовний поділ математичних моделей технологічних процесів, в тому числі процесів складання, на детерміновані і статистичні (імовірнісні) [8-10].

Детерміновані моделі будуються на основі теоретичного опису однозначних функціональних взаємозв'язків між вихідними характеристиками об'єктів (процесів) складання і первинними структурно-технологічними факторами. Ці математичні моделі часто є системами алгебраїчних і (або) диференціальних рівнянь.

Детерміновані математичні моделі складання дозволяють ще на етапі проектування РЕП отримати найбільш загальні для цілого класу виробів конструктивно-технологічні рішення в частині обґрунтованого вибору методів управління точністю розглянутих технологічних процесів.

Найпростішим прикладом детермінованої математичної моделі збірки є рівняння розмірного ланцюга, що дозволяє прогнозувати точність отримання останньої ланки як в партії виробів, так і для кожного конкретного екземпляра складальної одиниці, і знаходити при необхідності необхідну величину і напрямок компенсації сумарної похибки

Детермінований підхід до побудови математичних моделей збірки РЕП, пов'язаний з необхідністю теоретичного опису процесів, що в них протікають, може потребувати неприпустимо великих витрат часу на технологічне проектування.

Статистичні моделі технологічних процесів складання в загальному випадку є математичним описом зв'язків між параметрами законів розподілу вихідних характеристик виробів, які складаються та параметрами законів розподілу первинних конструктивно-технологічних факторів.

Прикладами первинних конструктивно-технологічних факторів стосовно завдань моделювання процесів складання можуть служити розмірно-геометричні та функціонально-фізичні параметри складових частин виробів, які складаються: чистота обробки поверхні, зусилля запресування, притиску і т.д.

Статистичні моделі технологічних процесів складання зазвичай подаються у вигляді рівнянь регресії або автокореляційних функцій [10].

Детермінований і статистичний підхід до побудови математичних моделей збірки не тільки не виключають один одного але, навпаки, органічно пов'язані між собою, так як достовірність детермінованих моделей зазвичай підтверджується статистичною обробкою експериментальних даних, а статистичні моделі формуються з урахуванням теоретичних передумов про фізичну сутність того чи іншого технологічного процесу [5].

Найбільш відомим статистичним методом побудови математичних моделей технологічних процесів є апарат множинної кореляції, який досить ефективно зарекомендував себе в умовах масового і крупносерійного виробництва.

Застосування методу множинної кореляції дозволяє, як правило, представити математичну модель процесу складання в наочній формі лінійного полінома (ряду):

$$y = A_0 + A_1 q_1 + A_2 q_2 + \dots + A_n q_n \quad (2)$$

де y - характеристика технологічного процесу або об'єкту складання, яка моделюється; q_n - первинні конструктивно-технологічні фактори $A_0 + A_1 q_1 + A_2 q_2 + \dots + A_n q_n$ - постійні для даного процесу або об'єкту складання коефіцієнти, які розраховуються за результатами статистичної обробки експериментальних даних.

При використанні вказаного методу для кожного i -го первинного фактору та модельованої вихідної характеристики « y » необхідно мати зазвичай не менше 50-100 пар спостережних значень, отриманих шляхом реалізації масивного експерименту.

За малої серійності випуску РЕП, а також неможливості побудови представницьких кореляційних полів в межах технологічного розкиду таких первинних факторів, як чистота обробки поверхонь, зусиль притиску деталей і т.д. істотно ускладнюється використання методу множинної кореляції для цілей оперативної побудови моделей, які цікавлять нас, навіть в умовах налагодженого виробництва РЕП.

Розглянутий метод побудови математичних моделей принципово непридатний на етапах відпрацювання конструкції нових виробів, підготовки їх серійного випуску, тобто за відсутності необхідних представницьких статистичних даних.

Вказаних принципіальних недоліків практично позбавлені статистичні методи активного планового експерименту (АПЕ), які набули поширення на даний час в різних галузях науки та техніки.

Методика проведення повного факторного експерименту типу 2^k

Практика використання принципів АПЕ для цілей моделювання різноманітних технологічних процесів, в тому числі і процесів складання розглянутих РЕП, показує, що при відносно невеликих варіаціях первинних конструктивно-технологічних факторів для адекватної апроксимації невідомої нам функції виду (1) можна обмежитися неповним квадратичним поліномом.

$$y = B_0 + \sum_{i=1}^K B_i q_i + \sum_{i \neq j} B_{ij} q_i q_j \quad (3)$$

Для побудови математичних моделей процесів складання в формі (3) найбільш ефективним є АПЕ, в якому первинні конструктивно-технологічні чинники q_i варіюються тільки на двох рівнях.

АПЕ, у якому фактори q_i варіюються тільки на двох рівнях, називається повним факторним експериментом (ПФЕ) типу 2^k .

Для реалізації вказаного ПФЕ та розрахунку коефіцієнтів « B » полінома (3) необхідно провести не більше N дослідів, причому:

$$N = 2^k \quad (4)$$

Кількість коефіцієнтів « B » моделі (3), які розраховуються за результатами проведення ПФЕ типу 2^k , також дорівнює N .

Первинні фактори q_i , що включаються в ПФЕ типу 2^k , відбираються з урахуванням проведеного ретельного аналізу принципів дії і конструктивних особливостей об'єктів складання, фізичної сутності того чи іншого технологічного процесу, а також на основі вивченого досвіду серійного виробництва і результатів раніше проведених досліджень у відповідних областях технології.

При цьому для кожного фактору визначається, виходячи з поставленого завдання, його можливе в даному АПЕ максимальне і мінімальне значення.

Для формалізації правил проведення ПФЕ типу 2^k та полегшення процедури обчислення коефіцієнтів « B » полінома (3) первинні конструктивно-технологічні фактори кодуються в безрозмірну форму.

В кодованих значеннях первинних факторів шукана математична модель набуває вигляду:

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^K b_i x_i + \sum_{i \neq j} b_{ij} x_i x_j \quad (5)$$

де b_0, b_i, b_{ij} – коефіцієнти моделі, записаної в кодованих значеннях факторів; x_i – кодоване (безрозмірне) значення i -того первинного конструктивно-технологічного фактору.

При цьому:

$$x_i = \frac{q_i - q_{oi}}{J_{qi}} \quad (6)$$

$$J_{qi} = \frac{1}{2}(q_{imax} - q_{imin}) \quad (7)$$

$$q_{0i} = \frac{1}{2} (q_{imax} + q_{imin}) \quad (8)$$

де q_{imax} – максимальне значення i -го первинного фактору (верхній рівень фактору); q_{imin} – мінімальне значення i -го первинного фактору (нижній рівень фактору); I_{qi} – інтервал (крок) варіювання i -го первинного фактору; q_{0i} – середнє (номінальне) значення i -го фактору тобто його основний рівень.

Якщо первинні конструктивно-технологічні фактори варіюються відповідно до граничних допустимих відхилень на розмірно-геометричні та функціонально-фізичні параметри складових частин РЕП, то

$$I_{qi} = \frac{1}{2} \delta_{qi} \quad (9)$$

де δ_{qi} – поле допуску на відповідний параметр (фактор). При цьому величина q_{0i} співпадає з координатою середини поля допуску.

Зі співвідношень (6) – (9) випливає, що при будь-якій розмірності первинних факторів q_i , тобто незалежно від фізичної сутності об'єкта, що моделюється і (або) процесу збирання:

$$\left. \begin{aligned} x_{imax} &= +1 \\ x_{imin} &= -1 \\ x_{0i} &= 0 \end{aligned} \right\} \quad (10)$$

де $x_{imax}, x_{imin}, x_{0i}$ – відповідно кодовані значення верхнього, нижнього та основного рівня первинних конструктивно-технологічних факторів.

Для якісних факторів звичайно порядок рівнів не має значення, тобто один з них довільно позначається +1, а другий –1.

Після відбору первинних факторів q_i , які включаються в даний ПФЕ типу 2^k , дані про їх рівні та інтервали варіювання необхідно звести в спеціальну таблицю, форма заповнення якої ілюструється таблицею 1.

Таблиця 1

Вихідні дані первинних конструктивно-технологічних факторів, які включаються в ПФЕ типу 2^k

№ з/п	Найменування, позначення і розмірність фактору	Рівні факторів			Інтервал варіювання I_{qi}
		Верхній $q_{imax} (+1)$	Нижній $q_{imin} (-1)$	Основний $q_{0i} (0)$	
1	2	3	4	5	6
1	$q_1(x_1)$				
2	$q_2(x_2)$				
...
i	$q_i(x_i)$				
...
k	$q_k(x_k)$				

Формалізована стратегія проведення ПФЕ типу 2^k представляється у вигляді матриці, правила заповнення якої на прикладі 3-х первинних факторів, тобто коли у відповідності з формулою (4) $N=8$, ілюструється табл. 2

Насамперед, заповнюється стовпець фіктивної змінної $x_0 = +1$, яка не впливає на результати проведення ПФЕ і необхідної лише для обчислення коефіцієнта b_0 полінома.

Заповнюються стовпці кодованих факторів x_1, x_2, x_3 які безпосередньо приймають участь в реалізації ПФЕ. Для x_1 знаки при одиниці чергуються через один, для x_2 – через два; для x_3 – через чотири. У загальному випадку для « K » факторів чередування знаків при одиниці у кожному стовпці x_i ведеться по ступеням 2^{i-1} , ($i=1,2,\dots,k$)

Таблиця 2

Матриця ПФЕ 2³

№ досл.	x_0	План			Впливи				Експеримент			Розрахунк. дані			
		x_1	x_2	x_3	x_1x_2	x_1x_3	x_2x_3	$x_1x_2x_3$	y_{u1}	y_{u2}	y_{um}	\bar{y}_u	$\delta^2\{y_u\}$	\hat{y}_u	Δy
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	y_{11}	y_{12}	y_{1m}	\bar{y}_1	$\delta^2\{y_1\}$	\hat{y}_1	Δy_1
2	+1	-1	+1	+1	-1	-1	+1	-1	y_{21}	y_{22}	y_{2m}	\bar{y}_2	$\delta^2\{y_2\}$	\hat{y}_2	Δy_2
3	+1	+1	-1	-1	-1	+1	-1	-1	y_{31}	y_{32}	y_{3m}	\bar{y}_3	$\delta^2\{y_3\}$	\hat{y}_3	Δy_3
4	+1	-1	-1	-1	+1	-1	-1	+1	y_{41}	y_{42}	y_{4m}	\bar{y}_4	$\delta^2\{y_4\}$	\hat{y}_4	Δy_4
5	+1	-1	+1	-1	+1	-1	-1	-1	y_{51}	y_{52}	y_{5m}	\bar{y}_5	$\delta^2\{y_5\}$	\hat{y}_5	Δy_5
6	+1	-1	+1	-1	-1	+1	-1	+1	y_{61}	y_{62}	y_{6m}	\bar{y}_6	$\delta^2\{y_6\}$	\hat{y}_6	Δy_6
7	+1	+1	-1	-1	-1	-1	+1	+1	y_{71}	y_{72}	y_{7m}	\bar{y}_7	$\delta^2\{y_7\}$	\hat{y}_7	Δy_7
8	+1	-1	-1	-1	-1	+1	+1	-1	y_{81}	y_{82}	y_{8m}	\bar{y}_8	$\delta^2\{y_8\}$	\hat{y}_8	Δy_8

Стовпці взаємодій факторів ($x_1x_2, x_1x_3, x_2x_3, x_1x_2x_3$ в табл.2) отримуються простим формальним перемноженням символів +1 і -1 для x_i у кожному i^{my} рядку матриці.

З метою спрощення записів при формуванні матриць ПФЕ типу 2^k замість кодованих значень факторів +1 і -1, а також їх взаємодій зазвичай використовуються відповідні їм позначення «+» або «-», а стовпець фіктивної змінної $x_0 = +1$ умовно опускається.

Можливі поєднання рівнів +1 і -1 утворюють вершини квадрата ($N = 4$), всередині якого і розташована область даного експерименту. Для $K = 3$ область експерименту обмежується вершинами куба ($N = 8$).

У загальному випадку (при $K > 3$) для геометричного визначення області експерименту, в якій будеться цікавий для нас математичний опис процесу (об'єкта) складання, вводиться умовне поняття гіперкуба ($N > 8$).

Матриці ПФЕ типу 2^k задовольняють цілому ряду умов, виконання яких повинно обов'язково перевірятися в кожному конкретному випадку.

Умова симетричності матриць ПФЕ типу 2^k записується як:

$$\sum_{u=1}^N x_i u = 0, \quad (11)$$

де u – номер дослід (рядка) ($u=1,2,\dots,N$); i – номер первинного фактору ($i = 1,2,\dots,k$), тобто номер стовпця x_i .

Виконання умови [4] означає, що алгебраїчна сума елементів кожного стовпця повинна дорівнювати нулю, тобто кількість символів +1 має дорівнювати кількості символів -1 в кожному стовпці x_i .

Умова нормування матриць ПФЕ типу 2^k має вигляд:

$$\sum_{u=1}^N x_i^2 u = N \quad (12)$$

Виконання умови (12) обумовлюється тим, що елементами кожного i -ого стовпця ПФЕ типу 2^k є символи +1 і -1.

Умова ортогональності матриць ПФЕ типу 2^k записується як

$$\sum_{u=1}^N x_{iu} x_{ju} = 0; \quad (13)$$

де під i і j розуміються номери факторів (стовпців).

Умова (13) має задовольнятися і для взаємодій факторів вищого порядку (наприклад, потрійного $x_1 x_2 x_3$ – в табл.2).

Реалізація ПФЕ, подібно наданому в табл. 2 означає, що в першому досліді первинні конструктивно-технологічні фактори встановлюються на рівнях $q_{1\max}$, $q_{2\max}$, $q_{3\max}$ після чого вимірюється модельована характеристика «у» об'єкта (процесу) складання; у другому досліді реалізуються рівні факторів $q_{1\min}$, $q_{2\max}$, $q_{3\max}$, в третьому досліді – $q_{1\max}$, $q_{2\min}$, $q_{3\max}$ і т.д. у відповідності з кодованими значеннями факторів +1 і -1 в кожному рядку матриці.

Для наступної оцінки впливу неврахованих конструктивно технологічних факторів і (або) випадкових перешкод кожен дослід ($u = 1,2,\dots,N$) відтворюються m разів.

Для виключення впливу на результати експерименту помилок, викликаних зовнішніми умовами, наприклад, зміною в часі температури навколишнього середовища, дрейфом параметрів вимірювальної установки, можливими варіаціями хімічного складу однієї і тієї ж марки технологічного матеріалу і т.д., досліді необхідно рандомізувати в часі [10].

Рандомізація порядку проведення дослідів АПЕ забезпечується шляхом використання таблиці випадкових чисел [1].

Наприклад, для ПФЕ 2^8 ($N = 8$) в будь-якому випадковому місці цієї таблиці, нехай це буде в даному випадку 5-й рядок 3-го стовпця, послідовно виписуються числа з 1 по 8 з відкиданням чисел більше 8 і вже виписаних. У кожному прикладі виходить така послідовність; 8,5,2,1,3,7,4,6. Це означає, що першим реалізується досвід №8, другим - досвід №5, третім - дослід №2 і т.д.

При проведенні ПФЕ типу 2^k на вже існуючій в розпорядженні дослідника детермінованій математичній моделі об'єкта і (або) процесу збирання під реалізацією u -го досліді розуміється результат обчислення вихідної характеристики «у» і функції фактичних значень $q_{i\max}$ и $q_{i\min}$ для кожної u -ї комбінації цих первинних факторів. Очевидно, що в подібних випадках реалізацій ПФЕ нема необхідності рандомізувати такі умовні досліді.

Первинні конструктивно-технологічні чинники повинні відповідати вимозі сумісності. Іншими словами, всі можливі в даному АПЕ комбінації рівнів первинних факторів повинні бути здійснені без порушення фізичної цілісності об'єктів складання і прийнятними з точки зору техніки безпеки.

Від вдалого вибору факторів практично повністю залежить успіх проведення всього АПЕ і можливість ефективного використання отриманої математичної моделі при конструкторській та технологічній підготовці виробництва.

Висновки

У статті розглянуто вплив конструктивно-технологічних факторів на забезпечення стабільності параметрів радіоелектронних пристроїв. Сформовано вимоги до формалізованої стратегії проведення ПФЕ типу 2^к. Дані рекомендації щодо встановлення вихідних даних первинних конструктивно-технологічних факторів, які включаються в ПФЕ типу 2^к. Встановлено, що первинні фактори q_i , що включаються в ПФЕ типу 2^к, відбираються з урахуванням проведеного ретельного аналізу принципів дії і конструктивних особливостей об'єктів складання, фізичної сутності того чи іншого технологічного процесу, а також на основі вивченого досвіду серійного виробництва і результатів раніше проведених досліджень у відповідних областях технології РЕА.

Література

1. Петрушин В.Н. Планирование экспериментального исследования трудоёмкости алгоритмов на основе бета-распределения / В.Н. Петрушин, М.В. Ульянов. - Информационные технологии и вычислительные системы – 2008. - № 2. – С. 81-91.
2. Блинова Е.И. Планирование и организация эксперимента / Е.И. Блинова. – Минск: БГТУ, 2010. – 130 с.
3. Монтомери Д.К. Планирование эксперимента и анализ данных / Д.К. Монтомери. – Ленинград: Судостроение, 1980. – 380 с.
4. Джонсон Н. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. Методы обработки данных / Н. Джонсон. – Москва: Мир, 1981. – 520 с.
5. Кислий В.М. Організація наукових досліджень: навч. посібник / В.М. Кислий. — Суми: Університетська книга, 2011. — 224 с.
6. Засіменко В.М. Основи теорії планування експерименту. навч. посібник / В.М. Засіменко— Львів: Видав. ДУ «ЛП», — 2000. — 205 с.
7. Важинський С.Е. Методика та організація наукових досліджень : навч. посіб. / С. Е. Важинський, Т. І. Щербак. – Суми: СумДПУ імені А. С. Макаренка, 2016. – 260 с.
8. Kovtun I., Boiko J., Petrashchuk S. Nondestructive strength diagnostics of solder joints on printed circuit boards //2017 International Conference on Information and Telecommunication Technologies and Radio Electronics (UkrMiCo). – IEEE, 2017. – С. 1-4.
9. Kovtun I., Boiko J., Petrashchuk S., Kałaczyński T. Theory and practice of vibration analysis in electronic packages //MATEC Web of Conferences. – EDP Sciences, 2018. – Т. 182. – С. 02015.
10. Бойко Ю. М. Науково-прикладні питання забезпечення роздільної здатності і ефективності обробки сигналів у радіотехнічних та телекомунікаційних системах за наявності завод : монографія / Ю. М. Бойко, О. М. Шинкарук, Л. В. Карпова, І. І. Чесановський. – Хмельницький : ХНУ, 2019. – 218 с.

References

1. Petrushin V.N. Planirovanie eksperimentalnogo issledovaniya trudoyomkosti algoritmov na osnove beta-raspredeleniya / V.N. Petrushin, M.V. Ulyanov. - Informacionnye tehnologii i vychislitelnye sistemy – 2008. - № 2. – S. 81-91.
2. Blinova E.I. Planirovanie i organizaciya eksperimenta / E.I. Blinova. – Minsk: BGTU, 2010. – 130 s.
3. Montgomeri D.K. Planirovanie eksperimenta i analiz dannyh / D.K. Montgomeri. – Leningrad: Sudostroenie, 1980. – 380 s.
4. Dzhonson N. Statistika i planirovanie eksperimenta v tehnike i nauke. Metody obrabotki dannyh / N. Dzhonson. – Moskva: Mir, 1981. – 520 s.

5. Kyslyi V.M. Orhanizatsiia naukovykh doslidzhen: navch. posibnyk / V.M. Kyslyi. — Sumy: Universytetska knyha, 2011. — 224 s.
6. Zasyenko V.M. Osnovy teorii planuvannia eksperymentu. navch. posibnyk / V.M. Zasyenko— Lviv: Vydav. DU «LP», — 2000. — 205 s.
7. Vazhynskyi S.E. Metodyka ta orhanizatsiia naukovykh doslidzhen : navch. posib. / S. E. Vazhynskyi, T I. Shcherbak. — Sumy: SumDPU imeni A. S. Makarenka, 2016. — 260 s.
8. Kovtun I., Boiko J., Petrashchuk S. Nondestructive strength diagnostics of solder joints on printed circuit boards //2017 International Conference on Information and Telecommunication Technologies and Radio Electronics (UkrMiCo). – IEEE, 2017. – C. 1-4.
9. Kovtun I., Boiko J., Petrashchuk S., Kalaczyński T. Theory and practice of vibration analysis in electronic packages //MATEC Web of Conferences. – EDP Sciences, 2018. – T. 182. – C. 02015.
10. Boiko J. M. Naukovo-prykladni pytannia zabezpechennia rozdilnoi zdutnosti i efektyvnosti obrobky syhnaliv u radiotekhnichnykh ta telekomunikatsiinykh systemakh za naiavnosti zavad : monohrafiia / J. M. Boiko, O. M. Shynkaruk, L. V. Karpova, I. I. Chesanovskyi. — Khmelnytskyi : KhNU, 2019. — 218 s.

Надійшла / Paper received : заповнюється редакцією

Надрукована/Printed : заповнюється редакцією

ХМЕЛЬНИЦЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
ФАКУЛЬТЕТ ІНФОРМАЦІЙНИХ ТЕХНОЛОГІЙ
КАФЕДРА ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЙ, МЕДІЙНИХ І
ІНТЕЛЕКТУАЛЬНИХ ТЕХНОЛОГІЙ

Метод забезпечення стабільності параметрів радіоелектронних пристроїв

ДИПЛОМНА РОБОТА

ПЕТРИШИН ВОЛОДИМИ ЮРІЙОВИЧ
СТУДЕНТ ГР. ТР_М-20-1

КЕРІВНИК РОБОТИ: К.Т.Н.,
ДОЦЕНТ КАФЕДРИ ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЙ, МЕДІЙНИХ І
ІНТЕЛЕКТУАЛЬНИХ ТЕХНОЛОГІЙ
КАРПОВА Л.В.

Мета, предмет та об'єкт дослідження

Мета роботи: розробка методики швидкої побудови математичних моделей процесів складання радіоелектронних пристроїв і вибору оптимальних параметрів їх деталей.

Предмет дослідження: теоретичні та практичні завдання формування і впровадження у виробництво технологічного проектування методики оперативної побудови математичних моделей процесів складання радіоелектронних пристроїв і вибору оптимальних параметрів їх частин.

Об'єкт дослідження: процес оперативного і цілеспрямованого контролю точності складання та стабільності вихідних параметрів радіоелектронних пристроїв.

Наукова новизна отриманих результатів. В роботі отримано такі наукові результати:
вперше:

- запропонована методика активного планового експерименту до визначення первинних факторів та змін конструкції радіоелектронних пристроїв з метою стабілізації їх роботи. Описана методика на відміну від базової дозволила отримати аналітичну залежність потужності вихідного високочастотного сигналу прийомо-передавача, який взятий згідно до ТЗ як об'єкт дослідження, від первинних конструктивно-технологічних факторів;

дістали подальшого розвитку:

- методика вибору первинних конструктивно-технологічних факторів для проведення повного факторного експерименту. Розвиток методики полягає у визначенні факторів стосовно параметрів деталей та вузлів задаючого генератора радіолокаційного прийомо-передавача;

- методика проведення повного факторного експерименту 2^6 для радіоелектронних пристроїв. Розвиток методики враховує складання матриці експерименту, отримання математичної моделі із врахуванням статистичної обробки параметрів відтворюваності проведеного експерименту, умов визначення допусків на параметри складальних деталей.

Математична модель технологічного процесу збирання та вимоги до неї

$$y = F(q_i) \quad 1)$$

$$y = A_0 + A_1 q_1 + A_2 q_2 + \dots + A_n q_n \quad 2)$$

$$y = B_0 + \sum_{i=1}^K B_i q_i + \sum_{i=1}^K B_{ii} q_i^2 + \sum_{i \neq j}^K B_{ij} q_j \quad 3)$$

для $K=2$ математична модель складання в може мати вигляд:

$$y = B_0 + B_1 q_1 + B_2 q_2 + B_{11} q_1^2 + B_{22} q_2^2 + B_{12} q_1 q_2 \quad 4)$$

де y - вихідна модельована характеристика процесу (об'єкту) складання B_0, B_i, B_{ii}, B_{ij} - постійні коефіцієнти;

K - кількість первинних конструктивно-технологічних факторів q_i , включених в процес моделювання.

Використання принципів активного планового експерименту дозволяє звести складну детерміновану математичну модель об'єкту складання або відповідного технологічного процесу до наочної і зручної для практичних цілей поліноміальної форми.

Вимоги до первинних конструктивно-технологічних факторів

Під первинним конструктивно-технологічним фактором розуміється змінна величина, відповідна конкретному способу впливу на модельований об'єкт і (або) процес складання та яка приймає в деякий момент часу цілком певне значення.

Прикладами первинних конструктивно-технологічних факторів стосовно завдань моделювання процесів складання можуть служити розмірно-геометричні та функціонально-фізичні параметри складових частин виробів, які складаються: чистота обробки поверхні, зусилля запресовування, притиску і т.д.

Кількісні фактори, наприклад, розмірно-геометричні та фізико-механічні параметри деталей, що збираються, режими здійснення складальних операцій, які можуть бути безпосередньо виміряні тим або іншим способом.

Якісні фактори - це різні технологічні прийоми, різні типи складального обладнання, кваліфікація складальників і т.д.

Первинні
конструктивно-
технологічні
фактори

кількісні

якісні

Методика проведення повного факторного експерименту типу 2^K

$$y = B_0 + \sum_{i=1}^K B_i q_i + \sum_{i \neq j}^K B_{ij} q_i q_j \quad 5)$$

$$N = 2^K \quad 6)$$

В кодованих значеннях первинних факторів шукана математична модель набуває вигляду:

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^K b_i x_i + \sum_{i \neq j} b_{ij} x_i x_j \quad 7)$$

$$x_i = \frac{q_i - q_{oi}}{J_{qi}} \quad 8)$$

Таблиця 1 – Вихідні дані первинних конструктивно-технологічних факторів, які включаються в ПФЕ типу 2^K

$$J_{qi} = \frac{1}{2} (q_{imax} - q_{imin}) \quad 9)$$

$$q_{oi} = \frac{1}{2} (q_{imax} + q_{imin}) \quad 10)$$

$$J_{qi} = \frac{1}{2} \delta_{qi}, \quad 11)$$

$$\left. \begin{aligned} x_{imax} &= +1 \\ x_{imin} &= -1 \\ x_{oi} &= 0 \end{aligned} \right\} \quad 12)$$

№ з/п	Найменування, позначення і розмірність фактора	Рівні факторів			Інтервал варіювання J_{qi}
		Верхній $q_{imax}(+1)$	Нижній $q_{imin}(-1)$	Основний $q_{oi}(0)$	
1	2	3	4	5	6
1	$q_1(x_1)$				
2	$q_2(x_2)$				
...
i	$q_i(x_i)$				
...
k	$q_k(x_k)$				

Матриця повного факторного експерименту типу 2^3

Таблиця 2 – Матриця ПФЕ 2^3

№ дослідю	x_0	План			Вплив				Експеримент			Розрахункові дані			
		x_1	x_2	x_3	x_1x_2	x_1x_3	x_2x_3	$x_1x_2x_3$	y_{u1}	y_{u2}	y_{um}	\bar{y}_u	$\delta^2\{y_u\}$	\widehat{y}_u	Δy
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	y_{11}	y_{12}	y_{1m}	\bar{y}_1	$\delta^2\{y_1\}$	\widehat{y}_1	Δy_1
2	+1	-1	+1	+1	-1	-1	+1	-1	y_{21}	y_{22}	y_{2m}	\bar{y}_2	$\delta^2\{y_2\}$	\widehat{y}_2	Δy_2
3	+1	+1	-1	-1	-1	+1	-1	-1	y_{31}	y_{32}	y_{3m}	\bar{y}_3	$\delta^2\{y_3\}$	\widehat{y}_3	Δy_3
4	+1	-1	-1	-1	+1	-1	-1	+1	y_{41}	y_{42}	y_{4m}	\bar{y}_4	$\delta^2\{y_4\}$	\widehat{y}_4	Δy_4
5	+1	-1	+1	-1	+1	-1	-1	-1	y_{51}	y_{52}	y_{5m}	\bar{y}_5	$\delta^2\{y_5\}$	\widehat{y}_5	Δy_5
6	+1	-1	+1	-1	-1	+1	-1	+1	y_{61}	y_{62}	y_{6m}	\bar{y}_6	$\delta^2\{y_6\}$	\widehat{y}_6	Δy_6
7	+1	+1	-1	-1	-1	-1	+1	+1	y_{71}	y_{72}	y_{7m}	\bar{y}_7	$\delta^2\{y_7\}$	\widehat{y}_7	Δy_7
8	+1	-1	-1	-1	-1	+1	+1	-1	y_{81}	y_{82}	y_{8m}	\bar{y}_8	$\delta^2\{y_8\}$	\widehat{y}_8	Δy_8

Умови проведення повного факторного експерименту

Умова симетричності матриць ПФЕ $\sum_{u=1}^n x_i u = 0$ **13)**

Умова нормування матриць ПФЕ $\sum_{u=1}^N x_i^2 u = N$ **14)**

Умова ортогональності матриць ПФЕ $\sum_{u=1}^N x_{iu} x_{ju} = 0;$ **15)**

Рандомізація порядку проведення дослідів АПЕ забезпечується шляхом використання таблиці випадкових чисел.

Результати проведення ПФЕ типу 2^k , підлягають статистичній обробці:

середнє значення модельованої характеристики $\bar{y}_u = \frac{\sum_{p=1}^m y_{up}}{m},$ **16)**

величина дисперсії $s^2\{y_u\} = \frac{\sum_{p=1}^m (y_{up} - \bar{y}_u)^2}{m - 1}$ **17)**

гіпотеза однорідності дисперсій $G_k = \frac{s^2\{y_u\}_{max}}{\sum_{u=1}^N s^2\{y_u\}}.$ **18)**

Для однакового числа "m" повторень кожного u-го досліді $s_y^2 = \frac{1}{N} \sum_{u=1}^N s^2\{y_u\}$ **19)**

Умови проведення повного факторного експерименту

При неоднаковому числі повторень кожного u -го дослідю:

$$S_y^2 = \frac{\sum_{u=1}^N f_u S^2\{y_u\}}{\sum_{u=1}^N f_u} \quad 20)$$

Коефіцієнти « b » поліному (5) за результатами проведення ПФЕ типу 2^k визначається таким чином

$$b_0 = \frac{\sum_{u=1}^N x_0 \bar{y}_u}{N} \quad 21) \quad b_i = \frac{\sum_{u=1}^N x_i \bar{y}_u}{N} \quad 22) \quad b_{ij} = \frac{\sum_{u=1}^N x_{ij} \bar{y}_u}{N} \quad 23)$$

величина довірчого інтервалу: $\Delta b = t \cdot S\{b\} \quad 24)$

середнє квадратичне відхилення коефіцієнтів « b » $S\{b\} = + \sqrt{\frac{S_y^2}{N}} \quad 25)$

Для кожного « u » го дослідю розраховується абсолютна величина нев'язки

$$\Delta y_u = |\widehat{y}_u - \bar{y}_u| \quad 26)$$

$$S = m \sum_{u=1}^n m_u \Delta^2 y_u \quad 27) \quad S = \sum_{u=1}^n m_u \Delta^2 y_u \quad 28) \quad \text{дисперсія адекватності } S_{ag}^2 = \frac{S}{f_{ag}} \quad 29)$$

Методика перевірки адекватності математичних моделей збирання, побудованих на основі проведення ПФЕ типу 2^k

Під перевіркою адекватності отриманої математичної моделі процесу збирання розуміється встановлення її придатності в даних конкретних умовах, тобто по відношенню до отриманих експериментальних даних.

Розраховується розрахункова величина F – критерія Фішера $F = \frac{S_{ag}^2}{S_y^2}$ **29)**

$$F < F_r \quad \mathbf{30)}$$

В іншому випадку, тобто коли умова (30) не виконується, потрібна реалізація повторного ПФЕ с введенням цілого ряду уточнень, наприклад, зменшення інтервалів варіювання I_{gi} , включення в експеримент неврахованих раніше первинних факторів q_i .

істотність розходження $|\bar{y}_u - b_o|$: Якщо $|\bar{y}_o - b_o| < tS_y$, **31)**

тоді ступінь поліному (3) цілком достатня, щоби адекватно описати нелінійність невідомої до проведення досліду детермінованої моделі

середнє квадратичне відхилення модельованої характеристики $S_y = + \sqrt{Sy^2}$ **32)**

У випадках, коли умова (31) не виконується, необхідно підвищити ступінь нелінійності отриманої моделі, зазвичай до форми повного квадратичного полінома (3), що може бути досить просто досягнуто побудовою плану ПФЕ типу 2^k до ортогонального центрально-композиційного плану (ОЦКП) другого порядку.

Графічна інтерпретація розміщення середнього значення модельованої характеристики об'єкта (процесу) збирання у центрі «плану»

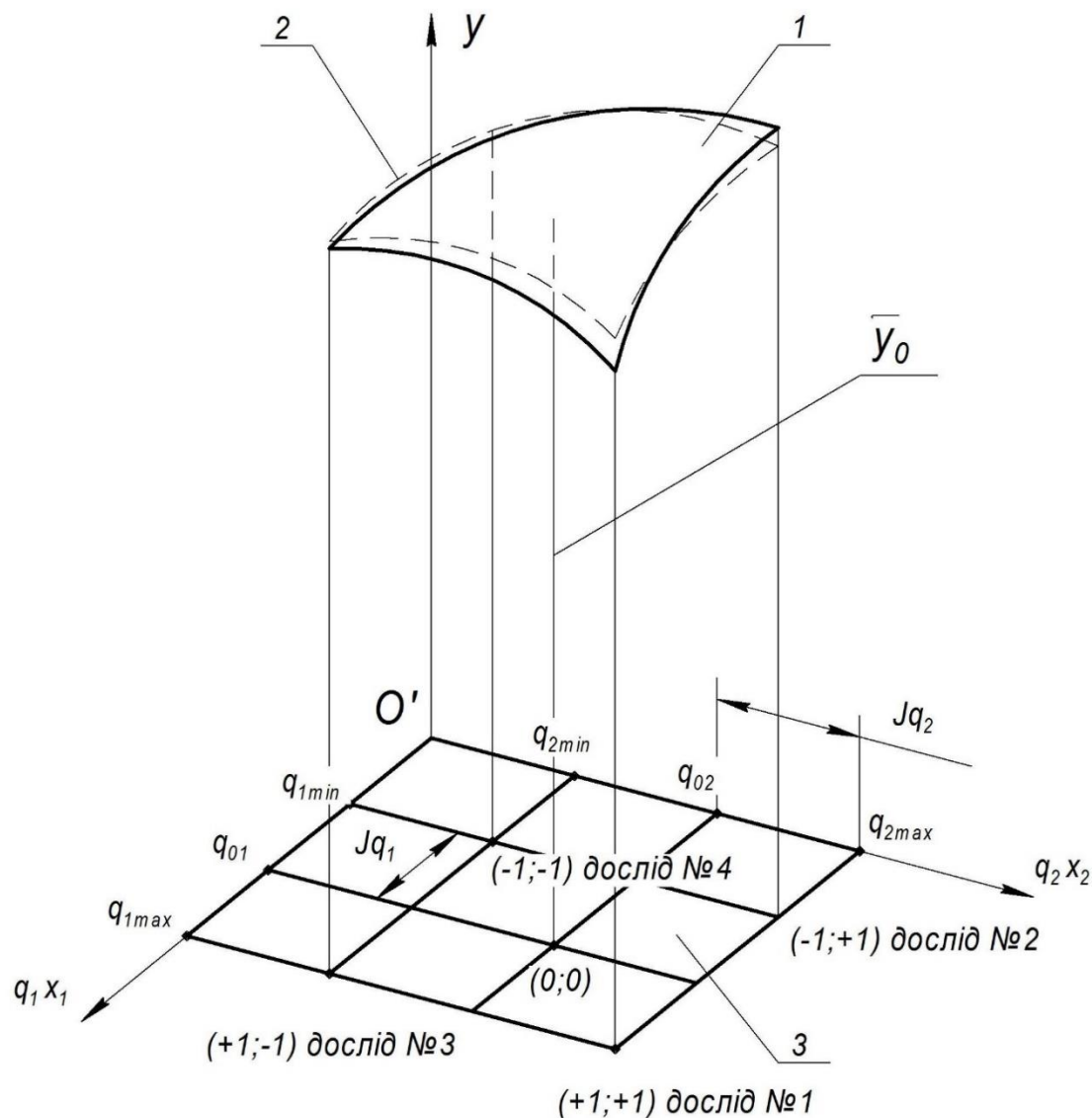


Рисунок 1 – Графічна інтерпретація розміщення середнього значення модельованої характеристики об'єкта (процесу) збирання у центрі «плану»: 1 – детермінована залежність $y = F(q_1, q_2)$; 2 – апроксимуючий поліном виду $y = B_0 + B_1q_1 + B_2q_2 + B_1q_1q_2$ або $y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_{12}x_1x_2$; 3 – область експерименту \bar{y}_0 – значення модельованої характеристики «центрі» плану

Концепція реалізації ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку

математична модель у кодованих значеннях первинних факторів

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i x_i + \sum_{i=1}^k b_{ii} x_i^2 + \sum_{i \neq j} b_{ij} x_i x_j \quad 33)$$

необхідне проведення N дослідів

$$N = 2k + 2k + 1 \quad 34)$$

ОЦКП другого порядку, по суті, являє собою звичайний план ПФЕ типу 2^k , у якого в кожному стовпці модельованих факторів x_i додається по дві так звані «зоряних» точки $+ 2i - 2$, а також $x_{ii} = 0$, тобто ще й основний рівень кожного фактору.

Таблиця 3 – Кодовані значення «зоряних» точок для ОЦКП другого порядку

K	2	3	4	5	6	7	8
α	1	1,215	1,414	1,547	1,722	1,885	2,001

Для задоволення умови (15) в матриці ОЦКП другого порядку вводяться « K » додаткових допоміжних змінних x'_{iu} , необхідних для обчислення коефіцієнтів b_{ii} при членах x_i^2 , але які не беруть участі безпосередньо в реалізаціях зазначених планів. При цьому виконується рівність:

$$x'_{iu} = x_{iu}^2 - a, \quad a = \frac{\sum_{u=1}^N x_{iu}^2}{N} \quad 35)$$

У разі ж проведення розглянутого АПЕ на реальному об'єкті при $K > 2$ для здійснення ОЦКП другого порядку потрібне додаткове виготовлення складових частин виробу, що збирається або встановлення технологічних режимів відповідно до кодованих режимів $\pm \alpha$ для кожної «зоряної» точки плану (табл.3)

Матриця ОЦКП другого порядку при $K=2$ ($\alpha=\pm 1, \alpha=\pm\frac{2}{3}$, $N=9$) плану другого порядку

Таблиця 4 – Матриця ОЦКП другого порядку

Елементи ОЦКП	№ з/п	X_0	План		Допоміжні розрахункові фактори		Взає модії
			X_1	X_2	$x'_1 = x_{1u}^2 - \frac{2}{3}$	$x'_2 = x_{2u}^2 - \frac{2}{3}$	$X_1 \cdot X_2$
1	2	3	4	5	6	7	8
ПФЕ 2^2	1	+1	--1	--1	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	+1
	2	+1	+1	--1	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	-- 1
	3	+1	-1	+1	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	+ 1
	4	+1	+1	+1	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	+ 1
«Зоряні» точки	5	+1	--1	0	$\frac{1}{3}$	-- $\frac{2}{3}$	0
	6	+1	+1	0	$\frac{1}{3}$	-- $\frac{2}{3}$	0
	7	+1	0	-- 1	-- $\frac{2}{3}$	$\frac{1}{3}$	0
	8	+1	0	+ 1	-- $\frac{2}{3}$	$\frac{1}{3}$	0
Основний рівень	9	+1	0	0	-- $\frac{2}{3}$	-- $\frac{2}{3}$	0

Статистична обробка експериментальних даних

Коефіцієнти « b » квадратичного полінома (33) $b_i = \frac{\sum_{u=1}^N x_{iu} \cdot \bar{y}_u}{\sum_{u=1}^N x_{iu}^2}$ **36)**

$$b_{ii} = \frac{\sum_{u=1}^N x'_{iu} \cdot \bar{y}_u}{\sum_{u=1}^N x_{iu}^2}, \mathbf{37)} \quad b_{ij} = \frac{\sum_{u=1}^N x_{iu} \cdot x_{ju} \cdot \bar{y}_u}{\sum_{u=1}^N (x_{iu} \cdot x_{ju})^2} \mathbf{38)} \quad b_0 = b'_0 - a \cdot \sum_{i=1}^k b_{ii}; \mathbf{39)} \quad b'_0 = \frac{\sum_{u=1}^N x_0 \cdot \bar{y}_u}{N} \mathbf{40)}$$

На відміну від ПФЕ типу 2^k , коефіцієнти « b » полінома (33) визначаються нерівноточно і їх середні квадратичні відхилення обчислюються за формулами:

$$S\{b_i\} = + \sqrt{\frac{s_y^2}{\sum_{u=1}^N x_{iu}^2}} \mathbf{41)} \quad S\{b_{ii}\} = + \sqrt{\frac{s_y^2}{\sum_{u=1}^N x_{iu}^2}} \mathbf{42)} \quad S\{b_{ij}\} = + \sqrt{\frac{s_y^2}{\sum_{u=1}^N (x_{iu} \cdot x_{ij})^2}} \mathbf{43)}$$

$$S\{b_0\} = + \sqrt{S^2\{b'_0\} + a^2 \cdot \sum_{i=1}^k \{b_{ij}\}} \mathbf{44)} \quad S\{b'_0\} = + \sqrt{\frac{s_y^2}{N}} \mathbf{45)}$$

Методика побудови гібридних статистично-детермінованих моделей

У тих випадках, коли РЕП складається з декількох незалежних каскадів, таких, що варіювання первинних конструктивно-технологічних факторів одного з них змінює вихідні характеристики тільки цього каскаду, а взаємний вплив всіх каскадів на характеристику y , яка моделюється, відомий заздалегідь, шукану модель можна представити у вигляді відомої функції :

$$y = F(Y_1, Y_2, \dots, Y_t), \quad 46)$$

де $Y_i = Y_i(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{isi}) \mid_{i=1,2,\dots,t}$ невідомі функції, які моделюють каскад, а x_{ij} - кодовані первинні конструктивно-технологічні фактори

$$y = F(Y_1(\vec{x}_1), Y_2(\vec{x}_2), \dots, Y_t(\vec{x}_t)) \quad 47)$$

Завдання полягає в тому, щоб методом АПЕ побудувати поліноміальне представлення функції (47), виражене через первинні фактори.

Для реалізації зазначеної методики утворюють t допоміжних функцій:

$$y_i = F(Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_{i-1}^0, Y_i(\vec{x}_i), Y_{i+1}^0, \dots, Y_t^0), \quad 48)$$

$$i = 1, 2, \dots, t$$

$$Y(\vec{x}_i) = q_i[y_i(\vec{x}_i), Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_{i-1}^0, Y_{i+1}^0, \dots, Y_t^0] \mid_{i=1,2,\dots,t} \quad 49)$$

$$y_0 = f(J_1(\vec{x}_{10}), Y_2(\vec{x}_{20}), \dots, Y_t(\vec{x}_{t0})) = f(Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_t^0) \quad 50)$$

Методика побудови гібридних статистично-детермінованих моделей (реалізація методики до прийомо-передавача радіолокаційної станції)

$$y_i(\vec{x}_{i0}) = F(Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_{i-1}^0, Y_i^0, Y_{i+1}^0, \dots, Y_t^0) = y_0 \quad 51)$$

$$y = f(\vec{x}_1, \vec{x}_2, \dots, \vec{x}_t, Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_t^0) \quad 52)$$

$$y_0 = f(\vec{x}_{i0}, \vec{x}_{20}, \dots, \vec{x}_{t0}, Y_1^0, Y_2^0, \dots, Y_t^0) \quad 53)$$

$$Y = Y_1 \cdot Y_2 \quad 54)$$

де Y_1 – моделює задаючий генератор передавача, а Y_2 – його підсилювач
Згідно до описаної в пояснювальній записці методики, утворюємо функції виду:

$$\left. \begin{aligned} y_1 &= Y_1(\vec{x}_i) \cdot Y_0^s \\ y_2 &= Y_2(\vec{x}_2) Y_1^0 \end{aligned} \right\} \quad 55)$$

$$\left. \begin{aligned} y_1(\vec{x}_i) &= Y_1(\vec{x}_i) \cdot Y_2^s \\ y_2(\vec{x}_2) &= Y_2(\vec{x}_2) \cdot Y_1^0 \end{aligned} \right\} \quad 56)$$

$$Y_i(\vec{x}_i) = \frac{Y_i(\vec{x}_i)}{Y_2^0}; Y_2(\vec{x}_2) = \frac{Y_2(\vec{x}_2)}{Y_1^0} \quad 57)$$

$$y_0 = Y_i(\vec{x}_{i0}) \cdot Y_2(\vec{x}_{20}) = Y_1^0 \cdot Y_2^0 \quad 58)$$

$$y = \frac{Y_1(\vec{x}_1)}{Y_2^0} \cdot \frac{Y_2(\vec{x}_2)}{Y_1^0} \quad 59)$$

$$y = \frac{y_1(\vec{x}_1) \cdot y_2(\vec{x}_2)}{y_0} \quad 60)$$

Методика вибору обґрунтованого мінімального числа повторень кожного досліду та визначення граничних значень первинних конструктивно-технологічних факторів при проведенні повного факторного експерименту

Ця методика заснована методі довірчих інтервалів

1 Вибирається довільний досвід, який відтворюється кілька разів, наприклад $m=30$.

При кожній реалізації вимірюється значення модельованої характеристики $\tilde{y}_1, \tilde{y}_2, \dots, \tilde{y}_m$.

$$2 \quad y_b = \frac{\sum_{i=1}^m y_i}{m} \quad S = \sqrt{\frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (\tilde{y}_i - y_b)^2} \quad \mathbf{61)}$$

3 Визначаються довірчі інтервали для середнього квадратичного відхилення

$$\left. \begin{array}{l} S(1 - q) < \sigma \leq S(1 + q) \text{ при } q < 1 \\ 0 < \sigma \leq S(1 + q) \text{ при } q > 1 \end{array} \right\} \quad \mathbf{62)}$$

4 Визначається інтервальна оцінка математичного очікування $|y - y_b| \leq t \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad \mathbf{63)}$

$$\text{Де } \Phi(t) = \frac{w_2}{2}$$

$$|y - y_b| \leq t \frac{s(1 + q)}{\sqrt{n}} \quad \mathbf{64)} \quad \sigma = t \frac{s(+q)}{\sqrt{n}} \quad \mathbf{65)} \quad n = \left[\frac{t^2 s^2 (1+q)^2}{\sigma^2} \right] + 1 \quad \mathbf{66)}$$

Виражаються часткові похідні знайденої функції для кожного значного закодованого фактору і їх значення обчислюються в центральній точці, тобто при всіх $x_i = 0$.

$$\left. \frac{dy}{dx_i} \right|_{x_i} = 0 \text{ для будь-якого } i = a_i \quad \mathbf{67)}$$

$$y(\lambda \cdot a_i) = y_1 \quad \mathbf{68)}$$

$$X_i = \lambda \cdot a_i \quad \mathbf{69)}$$

Застосування методу активного планового експерименту до визначення первинних факторів та змін конструкції радіоелектронних пристроїв з метою стабілізації їх роботи

Експериментальні дослідження проводились у відповідності з технологією збирання та вимірювання потужності вихідного високочастотного сигналу прийомо-передвача і стосувались питань:

1. Визначення аналітичної залежності потужності вихідного сигналу від первинних конструктивно-технологічних факторів.
2. Визначення факторів, які мають максимальний вплив на нестабільність потужності вихідного сигналу.

Фрагмент таблиця 5 – Рівні факторів, які були використані при проведенні ПФЕ

№ з/п	Найменування та позначення фактора	Розмірність фактора	Рівні			Інтервал варіювання
			верхній	нижній	основний	
1	2	3	4	5	6	7
1	Зусилля притиску плунжера до анодної цанги – q_1	г	350	150	250	100
2	Діаметр корпусу катодно-сіткового контуру ЗГ – q_2	мм	33,100	33,030	33,065	0,035
3	Діаметр стакану катодно-сіткового контуру ЗГ – q_3	мм	32,02	32,00	32,01	0,01
4	Чистота поверхні стакану катодно-сіткового контуру ЗГ – q_4	∇	6	4	5	1

Моделювання процесів складання прийомо-передавача

- вводимо кодовані безрозмірні значення конструктивно-технологічних факторів

а) задаючого генератора:

$$x_1 = \frac{q_1 - 250}{100}, x_2 = \frac{q_2 - 33,065}{0,035}, x_3 = \frac{q_3 - 32,01}{0,01},$$

$$x_4 = \frac{q_4 - 5}{1}, x_5 = \frac{q_5 - 600}{100}, x_6 = \frac{q_6 - 8}{1}$$

б) підсилувача потужності: $z_1 = \frac{q_1 - 32,01}{0,01}, z_2 = \frac{q_2 - 33,065}{0,035}, z_3 = \frac{q_3 - 9}{1}, z_4 = \frac{q_4 - 600}{100}$

Таблиця 6 – Результати замірів у відповідності до умов дослідження

Кількість однакових значень потужності вихідного сигналу, m _i	4	5	0	7	9	9	7	0	5	4	0
Значення потужності вихідного сигналу, Вт	660	670	680	690	700	710	720	730	740	750	760

- емпірична дисперсія розподілення результатів

- розіб'ємо вісь P на 12 інтервалів:

$$s^2 = \frac{1}{50-1} [4(705 - 660)^2 + 5(705 - 670)^2 + 7(705 - 690)^2 + 9(705 - 700)^2 + 9(705 - 710)^2 + 7(705 - 720)^2 + 5(705 - 740)^2 + 4(705 - 750)^2] = 654,08$$

$-\infty; 655, (655; 665), (665; 675), (675; 685), (685; 695), (695; 705), (705; 715), (715; 725), (725; 735), (735; 745), (745; 755), (755; +\infty)$

Моделювання процесів складання прийомо-передавача (продовження) 19

- розраховуємо ймовірність P_i попадання в i -того інтервалу

$$P_i = \Phi(t_{i+1}) - \Phi(t_i), \quad \text{де } t_{i+1} = \frac{x_{i+1} - a}{\sigma}, \quad t_i = \frac{x_i - a}{\sigma} \quad \mathbf{70)}$$

- розраховуємо суму: $K = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{12} \frac{(m_1 - m_{pi})^2}{p_i} = 10,10$ де $m=50$

- визначаємо довірчий інтервал для середнього квадратичного відхилення σ з надійністю $w_I=0,99$

$$\sigma \leq S(1+q) \approx 25,58 \cdot 1,30 \approx 33,254$$

- визначаємо з надійністю 0,99 довірчий інтервал для математичного очікування P

$$|P - \bar{P}| \leq t \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

- представляючи модельовану характеристику P

$$P = Y_1 \cdot Y_2$$

- утворюємо допоміжну функцію:

$$P' = Y_1 \cdot Y_2^0$$

де $Y_2^0 = (+1, +1, +1, +1)$. Це означає, що протягом всього експерименту параметри деталей ПП мають верхні рівні, які відповідають $z_1 = z_2 = z_3 = z_4 = +1$

Визначаємо для P' поліноміальне представлення за допомогою ПФЕ, приймаючи у якості кодованих первинних конструктивно-технологічних факторів x_1, x_2, \dots, x_6

Будуємо матрицю ПФЕ типу 2^6

Моделювання процесів складання прийомо-передавача (продовження)

Фрагмент таблиці 7 - Матриця ПФЕ типу 2⁶

№ дослід у	План						Взаємодії (парні)																Експеримент					Розрахункові дані				
	x 1	x 2	x 3	x 4	x 5	x ₆	x ₁ ·x ₂	x ₁ ·x ₃	x ₁ ·x ₄	x ₁ ·x ₅	x ₁ ·x ₆	x ₂ ·x ₃	x ₂ ·x ₄	x ₂ ·x ₅	x ₂ ·x ₆	x ₃ ·x ₄	x ₃ ·x ₅	x ₃ ·x ₆	x ₄ ·x ₅	x ₄ ·x ₆	x ₅ ·x ₆	P' _{u1}	P' _{u2}	P' _{u3}	P' _{u4}	P' _{u5}	P' _u	S ² {P' _u }	P' _u	ΔP' _u	(ΔP' _u) ²	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	
1	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	680	690	710	700	720	700	250	699,37	0,63	0,40	
2	-	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	690	690	700	690	680	690	50	686,25	3,75	14,06	
3	+	-	+	+	+	+	-	+	+	+	+	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	720	680	690	700	710	700	250	699,37	0,63	0,40	
4	-	-	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	690	700	690	680	690	690	50	686,25	3,75	14,06	
5	+	+	-	+	+	+	+	-	+	+	+	-	+	+	+	-	-	-	+	+	+	660	680	700	680	680	680	200	676,25	3,75	14,06	
6	-	+	-	+	+	+	-	+	-	-	-	-	+	+	+	-	-	-	+	+	+	660	640	660	680	660	660	200	663,13	3,13	9,80	
7	+	-	-	+	+	+	-	-	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	680	700	680	660	680	680	200	676,25	3,75	14,06	
8	-	-	-	+	+	+	+	+	-	-	-	+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	640	660	660	660	680	660	200	663,13	3,13	9,80	
9	+	+	+	-	+	+	+	+	-	+	+	+	-	+	+	-	+	+	-	-	+	670	670	660	670	680	670	50	667,49	2,51	6,30	
10	-	+	+	-	+	+	-	+	-	-	-	-	+	+	+	-	+	+	-	-	+	650	650	650	650	650	650	0	654,37	4,37	19,10	
11	+	-	+	-	+	+	-	+	-	+	+	-	+	-	-	-	+	+	-	-	+	670	650	670	670	690	670	200	667,49	2,51	6,30	
12	-	-	+	-	+	+	+	-	+	-	-	-	+	-	-	-	+	+	-	-	+	650	640	650	650	660	650	250	654,37	4,37	19,10	
13	+	+	-	-	+	+	+	-	-	+	+	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	630	640	620	650	660	640	250	644,37	4,37	19,10	
14	-	+	-	-	+	+	-	-	+	-	-	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	630	630	650	610	630	630	200	631,25	1,25	1,56	
15	+	-	-	-	+	+	-	-	-	+	+	+	+	-	-	+	-	-	-	-	+	620	630	640	660	650	640	250	644,37	4,37	19,10	
16	-	-	-	-	+	+	+	+	+	-	-	+	+	-	-	+	-	-	-	-	+	630	640	630	630	620	630	50	631,25	1,25	1,56	
17	+	+	+	+	-	+	+	+	+	-	+	+	+	-	+	+	-	+	-	+	-	620	610	600	580	590	600	250	601,25	1,25	1,56	
18	-	+	+	+	-	+	-	-	-	+	-	-	-	+	+	-	+	-	+	-	+	590	590	610	570	590	590	200	588,44	1,56	2,43	
19	+	-	+	+	-	+	-	+	+	-	+	-	-	+	-	+	-	+	-	+	-	600	600	600	600	600	600	0	601,25	1,25	1,56	
20	-	-	+	+	-	+	+	-	-	+	-	-	-	+	-	+	-	+	-	+	-	590	600	610	590	590	590	50	588,44	1,56	2,43	
21	+	+	-	+	-	+	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	580	580	560	580	600	580	200	578,13	1,87	3,5	
22		+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	560	540	560	580	560	560	200	565,01	5,01	25,10	
23	+		-	+	-	+	-	-	+	-	+	+	-	+	-	-	+	-	-	+	-	600	580	560	580	580	580	200	578,13	1,87	3,5	
24			-	+	-	+	+	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	-	-	+	-	540	560	580	560	560	560	200	565,01	5,01	25,10	
25	+	+	+	-	-	+	+	+	-	-	+	-	-	+	-	-	+	+	-	-	-	580	570	570	570	560	570	50	569,37	0,63	0,40	
26		+	+	-	-	+	-	-	+	+	-	+	-	-	+	-	-	+	+	-	-	560	570	560	560	550	560	50	556,25	3,75	14,06	

-перевіряємо виконання умов симетричності, нормування і ортогональності матриці ПФЕ типу 2⁶. Рандомизуємо дослідні по часу.

-для кожного з 64 дослідів знаходимо величину дисперсії S²{P'_u} модельованої характеристики. Результати записуємо у стовпець 29 таблиці 7.

- перевіряємо гіпотезу однорідності дисперсії S²{P'_u} за допомогою критерію Кохрена

Моделювання процесів складання прийомо-передавача (продовження)

- розраховуємо G'_k
$$G'_k = \frac{S^2\{P'_u\}max}{\sum_{i=1}^{64} S^2\{P'_u\}} = \frac{250}{9700} = 0,026$$

- визначаємо дисперсію відтворюваності проведеного ПФЕ

$$S_{p'}^2 = \frac{1}{64} \sum_{u=1}^{64} S^2\{P'_u\} = 151,56$$

- визначаємо коефіцієнти полінома

$$b'_0 = 452,81, \quad b'_{12} = 0, \quad b'_{23} = 0, \quad b'_{34} = -0,31,$$

$$b'_{45} = 0,94, \quad b'_{56} = -0,31.$$

$$b'_1 = 6,56, \quad b'_{13} = 0,94, \quad b'_{24} = 0, \quad b'_{35} = 0,31, \quad b'_{46} = 0,31$$

$$b'_2 = 0, \quad b'_{14} = -0,31, \quad b'_{25} = 0, \quad b'_{36} = 0,96,$$

$$b'_3 = 11,56, \quad b'_{15} = 0,31, \quad b'_{26} = 0,$$

$$b'_4 = 15,94, \quad b'_{16} = 0,94,$$

$$b'_5 = 49,06,$$

$$b'_6 = 163,44$$

- визначаємо середнє квадратичне відхилення коефіцієнтів « b' » моделі

$$S\{b'\} = \sqrt{\frac{S_{P'}^2}{64}} = \sqrt{\frac{151,56}{64}} \approx 1,54$$

- визначаємо величину довірчого інтервалу:

$$\Delta b' = t' S' \{b'\} = 1,96 \cdot 1,54 \approx 4,64$$

- шукана математична модель має вигляд:

$$P = 452,81 + 6,56 \cdot x_1 + 11,56 \cdot x_3 + 15,94 \cdot x_4 + 49,06 \cdot x_5 + 163,44 \cdot x_6$$

Перевірка адекватності отриманої моделі

- для кожного дослідження обчислюємо абсолютні величини нев'язок $|\Delta p'_u| = \left| \widehat{p'_u} - \overline{p'_u} \right|$

Результати записуємо в стовпець 31 таблиці 7.

- визначаємо дисперсію адекватності $(S'_{ag})^2$ при числі ступенів свободи $(S'_{ag})^2 = \frac{S'}{58} = 43,93$.

- обчислюємо розрахункову величину F' критерія Фішера: $F' = \frac{43,93}{151,56} = 0,30$

По таблиці визначаємо табличне значення $F'_T \approx 1,4$ Так як $F'_T > F'$, то модель адекватна

Фрагмент таблиці 8 - Матриця ПФЕ типу 2^4

№ дослідження	План				Взаємодії (парні)						Експеримент					Розрахункові дані				
	Z ₁	Z ₂	Z ₃	Z ₄	Z ₁ ·Z ₂	Z ₁ ·Z ₃	Z ₁ ·Z ₄	Z ₂ ·Z ₃	Z ₂ ·Z ₄	Z ₃ ·Z ₄	P'' _{u1}	P'' _{u2}	P'' _{u3}	P'' _{u4}	P'' _{u5}	$\overline{P''_u}$	S ² {P'' _u }	$\widehat{P''_u}$	\Delta P'' _u	(\Delta P'' _u) ²
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
1	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	700	700	700	700	700	700	0	702,50	2,5	6,25
2	-	+	+	+	-	-	-	+	+	+	780	760	740	740	740	740	200	734,98	5,02	25,20
3	+	-	+	+	-	+	+	-	-	+	660	670	680	690	700	680	250	673,76	6,24	38,94
4	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	690	700	710	700	700	700	50	706,24	6,24	38,94
5	+	+	-	+	+	-	+	-	+	-	590	570	560	550	570	570	200	566,24	3,76	14,14
6	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	580	600	600	620	600	600	200	598,72	1,28	1,64
7	+	-	-	+	-	-	+	+	-	-	510	530	530	530	550	530	200	537,50	7,50	56,25
8	-	-	-	+	+	+	-	+	-	-	580	570	570	560	570	570	50	569,98	0,02	0,00
9	+	+	+	-	+	+	-	+	-	-	390	400	410	400	400	400	50	405,00	5,00	25,00
10	-	+	+	-	-	-	+	+	-	-	390	400	390	380	390	390	50	395,00	5,00	25,00
11	+	-	+	-	-	+	-	-	+	-	400	380	360	380	380	380	200	376,26	3,74	14,00
12	-	-	+	-	+	-	+	-	+	-	380	370	390	370	370	370	50	366,26	3,74	14,00
13	+	+	-	-	+	-	-	-	-	+	260	270	270	280	270	270	50	268,74	1,26	1,60
14	-	+	-	-	-	+	+	-	-	+	260	250	260	270	260	260	50	258,74	1,26	1,60
15	+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	250	240	240	230	240	240	50	240,00	0,00	0,00
16	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	230	230	230	230	230	230	0	230,00	0,00	0,00

Отримані результати для ПФЕ 2⁴

Шукана модель має вигляд:

$$P'' = 476,87 - 5,62z_1 + 14,37z_2 + 68,13z_3 + 159z_4 - 10,62z_1 \cdot z_4$$

Вираз потужності через кодовані змінні

$$P = \frac{1}{700} (452,81 + 6,56x_1 + 11,56x_3 + 15,94x_4 + 49,06x_5 + 163,44x_6) \cdot (476,87 - 5,62z_1 + 14,37z_2 + 68,13z_3 + 159,37z_4 - 10,62z_1 \cdot z_4).$$

Вираз потужності через абсолютні змінні можна записати у вигляді:

$$P = \frac{1}{700} \left(452,81 + 6,56 \cdot \frac{q_1 - 250}{100} + 11,56 \cdot \frac{q_3 - 32,01}{0,01} + 15,94 \cdot \frac{q_4 - 5}{1} + 49,06 \cdot \frac{q_5 - 600}{100} + 163,44 \cdot \frac{q_6 - 8}{1} \right) \cdot \left(476,87 - 5,62 \cdot \frac{Q_1 - 32,01}{0,01} + 14,37 \cdot \frac{Q_2 - 32,065}{0,035} + 68,13 \cdot \frac{Q_3 - 9}{1} + 159,37 \cdot \frac{Q_4 - 600}{100} - 10,62 \cdot \frac{Q_1 - 32,01}{0,01} \cdot \frac{Q_4 - 600}{100} \right).$$

Висновки

Проведені дослідження показали, що факторами які найбільш суттєво впливають на модельовану функцію потужності вихідного сигналу є наступні параметри деталей та вузлів як ЗГ, так і ПП:

- чистота поверхні анодного контуру,
- зусилля притиску великого плунжера до стінки контуру.

Порівняння коефіцієнтів впливу цих факторів навіть з коефіцієнтами впливу інших, суттєво впливаючих на величину потужності факторів, показує, що перші в 3÷30 разів більше.

Аналізом таблиць 4.3 та 4.4 встановлено, що саме в результаті варіювання цих факторів потужність вихідного сигналу може змінюватись від 210 до 740 Вт.

Вказаних границь потужність може досягати при таких великих значеннях факторів, як чистота поверхні корпусу анодного контуру $\nabla 8$ та зусилля притиску 500 г.

Наведені дані показують, що різні прийнятні у виробництві технологічні заходи, спрямовані на підвищення стабільності потужності вихідного сигналу прийомо-передавача, будуть або малоефективними, або не економічними. Найбільш раціональними шляхами підвищення стабільності вказаної потужності є такі зміни конструкції прийомо-передавача, які б дозволили виключити вплив встановлених факторів.

Визначені допуски на входні параметри прийомо-передавача, за яких гарантується відповідність потужності вихідного ВЧ сигналу вимогам ТУ.

В ході виконання роботи отримано наступні основні результати:

1. Проведено огляд методів математичного моделювання технологічних процесів складання радіотехнічних пристроїв.
2. Сформована методика активного планового експерименту відповідно до задач моделювання технологічних процесів складання радіоелектронних пристроїв.
3. Сформована методика складання ортогонального центрально-композиційного плану.
4. Побудована математична модель прийомо-передавача, представлена у вигляді аналітичної залежності потужності вихідного ВЧ сигналу від первинних конструктивно-технологічних факторів, які суттєво впливають на зміну модельованої функції.
5. Визначені первинні конструктивно-технологічні фактори, які найбільш суттєво впливають на зміну потужності вихідного ВЧ сигналу прийомо-передавача.
6. Сформовані рекомендації, спрямовані на підвищення стабілізації потужності вихідного ВЧ сигналу прийомо-передавача.

Рецензія
опонента на дипломну роботу виконану за темою
«Метод забезпечення стабільності параметрів радіоелектронних
пристроїв» студента гр. ТР_м-20-1 Петришина В.Ю.

Дипломна кваліфікаційна робота магістранта Петришина В.Ю. присвячена розробці методики швидкої побудови математичних моделей процесів складання радіоелектронних пристроїв і вибору оптимальних параметрів їх деталей. Об'єктом дослідження виступив процес оперативного і цілеспрямованого контролю точності складання та стабільності вихідних параметрів радіоелектронних пристроїв.

В практичній діяльності часто потрібно оцінити параметри деякої системи, щоб побудувати її математичну модель і знайти численні значення параметрів цієї моделі. В якості вихідних даних для побудови моделі служать результати експерименту, представляючи собою сукупність кількох вимірювань, виконаних за визначеним планом. В найпростішому випадку план є описом умов проведення вимірювань, тобто є значення вхідних параметрів (факторів) під час виміру.

В магістерській роботі студента Петришина В.Ю. проведено опис методики активного планового експерименту відповідно до задач моделювання технологічних процесів складання радіоелектронних пристроїв. Здійснено формування вимог до первинних конструктивно-технологічних факторів. Автор представив концепцію реалізації ортогонального центрально-композиційного плану другого порядку.

Розроблені теоретичні засади повного факторного експерименту магістрант застосування до опису методу активного планового експерименту з метою визначення первинних факторів та змін конструкції радіоелектронних пристроїв для стабілізації їх роботи. В магістерській роботі представлено моделювання процесів складання радіолокаційного прийомо-передавача, отримана математична модель та здійснена перевірка адекватності отриманої моделі.

Результати магістерської роботи апробовано статтею у науковому фаховому журналі «Вісник Хмельницького національного університету». Технічні науки, №5, 2021 р.

В цілому робота виконана на високому науково-технічному рівні, має безперечну актуальність для проведення досліджень в області проектування радіотехнічних пристроїв на відповідному рівні, а студент Петришин В.Ю. заслуговує оцінки **«відмінно»**.

Опонент: к.т.н., доцент
кафедри фізики та електротехніки



О.І. Єрмоєнко

Завідувачу кафедри телекомунікацій,
медійних і інтелектуальних технологій ХНУ
Підченку Сергію Костянтиновичу
здобувача вищої освіти, студента Петришина
Володимира Юрійовича, факультету
інформаційних технологій, 2-го курсу, група
ТРМ-20-1

ЗАЯВА

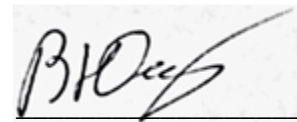
З правилами чинного Положення «Про дотримання академічної доброчесності в Хмельницькому національному університеті» від 26.09.2020 (зі змінами від 26.11.2020), згідно з яким виявлення плагіату є підставою для відмови в допуску кваліфікаційної роботи до захисту та застосування заходів дисциплінарної та академічної відповідальності, ознайомлений (а). Про використання програмно-технічних засобів для перевірки кваліфікаційних робіт здобувачів вищої освіти на плагіат оповіщений (а) та надаю свою згоду на обробку та збереження університетом моєї роботи в інституційному репозитарії університету.

Також надаю університету право на передачу моєї магістерської дипломної роботи виконаної за темою «Метод забезпечення стабільності параметрів радіоелектронних пристроїв» для обробки та збереження в базах даних програмно-технічних засобів (Unicheck та Anti-Plagiarism) та використання роботи для виявлення плагіату в інших роботах, які перевіряються програмно-технічними засобами та користувачами, що мають доступ до цих програмно-технічних засобів, виключно в обмежених цілях для виявлення плагіату в текстах робіт.

Робота для перевірки університетом надається в друкованому та електронному варіанті. Електронна версія моєї роботи збігається (ідентична) з друкованою.

23.11.2021

дата



підпис

Anti-Plagiarism v-15.257

Максимальное совпадение с одним документом 2.0%

Словари проверки: en_US, ru_RU, ua_UA. Ошибок в документах: 10%

ID: 98024 Название: Метод забезпечення стабільності параметрів радіоелектронних пристроїв Добавлено в БД: 2021-12-03 Авторы: Петришин Володимир Юрійович Руководители: Карпова Леся Вікторівна Консультанты: Оponentы:	Документ		Суммарное совпадение по Базе Данных	
	Символы	Лексемы	Символы	Лексемы
	73436	1061	2102 (3%)	31 (3%)

Источник плагиата

ID	Описание	Наличие плагиата в документе	
		Символы	Лексемы

Имя пользователя:
Kafedra TMIT KhNU

Дата проверки:
02.12.2021 12:31:05 EET

Дата отчета:
02.12.2021 12:37:00 EET

ID проверки:
1009473885

Тип проверки:
Doc vs Internet

ID пользователя:
100005657

Название файла: **Петришки_Трн20**

Количество страниц: 89 Количество слов: 15514 Количество символов: 108591 Размер файла: 2.03 MB ID файла: 1009487964

4.55% Совпадения

Наибольшее совпадение: 1.77% с Интернет-источником (<https://mafiadoc.com/schaums-outline-of-theory-and-problem..>

4.55% Источники из Интернета

650

Страница 91

Поиск совпадений с Библиотекой не производился

0.67% Цитат

Цитаты

2

Страница 92

Не найдено ни одной ссылки

0% Исключений

Нет исключенных источников

РІШЕННЯ КАФЕДРИ
ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЙ, МЕДІЙНИХ ТА ІНТЕЛЕКТУАЛЬНИХ
ТЕХНОЛОГІЙ

ПРО ДОПУСК КВАЛІФІКАЦІЙНОЇ РОБОТИ ДО ЗАХИСТУ

Підтверджуємо ознайомлення з результатом звіту подібності щодо роботи, генерованого системою виявлення текстових збігів/ідентичності/схожості:

Назва: Метод забезпечення стабільності параметрів радіоелектронних пристроїв

Автор: **Петришин Володимирович Юрійович**

Спеціальність: **172 Телекомунікації та радіотехніка**

Освітня програма: Телекомунікації та радіотехніка

Науковий керівник: **к.т.н., доц. Карпова Леся Вікторівна**

Після аналізу звіту подібності зроблено такий висновок:

№	Висновок	Позначка про відповідність
1	Запозичення, виявлені в роботі, є законними і не є плагіатом (далі – зазначаються підстави віднесення запозичень до правомірних). Робота приймається до захисту.	<u>Відповідає</u>
2	Виявлені запозичення не є плагіатом, розміщені в розділах, які не описують безпосередньо авторське дослідження, але кількість цитат перевищує обсяг, виправданий поставленою метою роботи (далі – зазначаються детальні та аргументовані підстави віднесення запозичень до правомірних). Робота приймається до захисту, але має бути відкоригована. Відкоригований варіант має бути поданий на кафедру за 2 дні до захисту, разом із заявою щодо самостійності виконання письмової роботи та ідентичності друкованої та електронної версії роботи	
3	Виявлені запозичення не є плагіатом, але частково розміщені в розділах, які описують безпосередньо авторське дослідження, а кількість цитат перевищує обсяг, виправданий поставленою метою роботи. В зв'язку з цим мета роботи та поставлені завдання не були досягнені. Робота може бути допущена до захисту (наступного року) після того як буде відкоригована та дорацьована і успішно пройде повторну перевірку на академічний плагіат.	
4	Робота містить навмисні текстові спотворення, передбачувані спроби укриття запозичень або інші прояви академічного плагіату. Робота містить фабрикацію або фальсифікацію даних. Робота не допускається до захисту.	
5	Інше:	

Підтвердження: Запозичення у розмірі 4,55% є випадковими збігами та на рівень подібності не впливає. Модифікації тексту пов'язано із вилученням інформації типових бланків оформлення роботи.

3.12.2021р.

Відповідальний за контроль

плагіату за системою Unicheck:



Олег ПИВОВАР

Зав. каф. ТМІТ



Сергій ПІДЧЕНКО