

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ УКРАЇНИ
ІНСТИТУТ ЗМІСТУ ТА МЕТОДІВ НАВЧАННЯ
ЗАПОРІЗЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ТЕХНІЧНИЙ
УНІВЕРСИТЕТ

В.І.ДУБРОВІН

**Ідентифікація та оптимізація складних
технічних процесів і об'єктів**

Запоріжжя
1998

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ УКРАЇНИ
ІНСТИТУТ ЗМІСТУ ТА МЕТОДІВ НАВЧАННЯ
ЗАПОРІЗЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ТЕХНІЧНИЙ
УНІВЕРСИТЕТ

В.І.ДУБРОВІН

Ідентифікація та оптимізація складних технічних процесів і об'єктів

Рекомендовано Міністерством освіти України
як навчальний посібник
для студентів спеціальності
“Програмне забезпечення обчислювальної техніки
та автоматизованих систем”

Запоріжжя
1998

УДК 519.242.01

В.І.ДУБРОВІН

Д 79 Ідентифікація та оптимізація складних технічних процесів і об'єктів: Навчальний посібник. - Запоріжжя: ЗДТУ, 1998р.-89 с.

ISBN 5-7763-9078-8

Розглянуті експериментально-статистичні методи оптимізації складних об'єктів керування. Значну увагу приділено вирішенню практичних задач.

Призначено для студентів і слухачів факультетів післядипломної освіти спеціальності “Програмне забезпечення обчислювальної техніки та автоматизованих систем”, а також може бути використано інженерами, аспірантами, студентами різних спеціальностей для придбання практичних навичок вирішування задач забезпечення якості.

Іл.5 Табл.4 Бібліогр.: 268 назв.

Рецензенти: Л.О.Галкін, доктор технічних наук, член-кореспондент УГА (Запорізький державний університет),
В.І.Пожуєв, доктор фізико-математичних наук, професор, завідувач кафедри програмного забезпечення і математичного моделювання (Запорозька державна інженерна академія).

© В.І. Дубровін, 1998

*“... Цели расчетов -
понимание, а не числа”*
Р.У.Хеммінг

ПЕРЕДМОВА

Навчальний посібник призначений для використання при вивченні дисципліни “Теорія прийняття рішень” і має мету:

- закріпити і поглибити знання основних методів, алгоритмів і пакетів прикладних програм вирішування на ЕОМ типових задач обробки даних;

- придбання практичних навичок застосування цих методів і алгоритмів при розробці прикладного програмного забезпечення проблемно-орієнтованих обчислювальних комплексів.

Для вирішування задач, пов’язаних з аналізом даних при наявності випадкових і непередбачених діянь, математиками та іншими дослідниками (інженерами, біологами, психологами, економістами та ін.) вироблений гнучкий й могутній арсенал методів, званих у сукупності математичною статистикою (а також прикладною статистикою або аналізом даних). Ці методи дозволяють виявляти закономірності на фоні випадковостей, робити обґрунтовані висновки та прогнози, давати оцінки ймовірностей їх виконання або невиконання.

Існує ряд визначень математичної статистики, проте визначення, цілком прийнятне для більшості практичних робіт, можна сформулювати таким чином: у теперішній час статистика - наука, що вивчає методи збору та інтерпретації числових даних [156]. Тут інтерпретація даних розглядається як суттєвий аспект.

Особливий інтерес являють собою методи багатомірної статистики, які інтенсивно розвиваються в теперішній час. Поглиблюється розуміння сенсу виникаючих задач, розробляються нові, більш ефективні методи. З насиченням вітчизняного ринку персональними комп’ютерами істотно поширилося коло дослідників і практичних робітників, які використовують апарат багатомірного статистичного аналізу. Цей процес не може бути віднесений тільки до математичної або прикладної статистики. Використання методів багатомірної статистики передбачає звертання до системного аналізу явища, що розглядається, основних його складових та їх

зв'язків, прийняття рішення про характер установлених закономірностей. Крім того, програмно-алгоритмічне забезпечення такого аналізу має відношення до методів штучного інтелекту (зокрема, узагальнення даних за допомогою факторного та кластерного аналізу, розпізнавання за допомогою дискримінантного аналізу).

Саме цей багатомірний характер сучасного розвитку багатомірної статистики, виводячий до стику власне статистики, системного аналізу та прийняття рішень, інформатики та штучного інтелекту, забезпечує достатньо високий інтерес фахівців до цієї методології.

Нижче приведені приклади застосування методів аналізу даних в практичних задачах.

1 Експериментально-статистичні методи дослідження процесів і об'єктів

1.1 Моделювання та оптимізація режиму ультразвукової мікрозварки при виробництві мікросхем

Відомо, що відмови, пов'язані з операціями монтажу, складають значну частину загальної кількості відмов мікросхем. У зв'язку з цим одержання надійних з'єднань між контактними площадками кристала та контактними площадками корпусу мікросхем (траверсами) є однією з важливих проблем при виробництві мікросхем.

Впровадження у виробництво автоматизованих установок ультразвукової мікрозварки дозволяє знизити рівень трудомісткості за рахунок того, що частина функцій оператора (подача приладу зі загрузочної касети на позицію зварки, розрахунок траєкторії та реалізація руху зварювального інструмента, подача приладу після зварки в приймальну касету) виконується автоматично. До функцій оператора цих установок належить вибір режимів мікрозварки та занесення до пам'яті керуючої обчислювальної машини місця розташування кристала (за двома протилежними кутами кристала) для розрахунку траєкторії руху зварювального інструмента між контактними площадками корпусу і контактними площадками кристала. Створення установок ультразвукової мікрозварки з машиним зором дозволяє визначати координати кристала автоматично, без втручання оператора, задачею якого є, таким чином, визначення та встановлення оптимальних режимів зварки. Визначення оптимальних режимів мікрозварки є, в свою чергу, самостійною задачею.

При сучасному стані теорії мікрозварки одержати практичні рекомендації для вибору оптимального режиму процесу ультразвукової зварки, використовуючи фізичні моделі, не вдається. На практиці режим добирають експериментальним шляхом, здійснюючи велику кількість дослідів та витрачаючи значний час. При цьому нема гарантій, що знайдений режим є дійсно оптимальним. У роботі [88,104-106] була поставлена задача формалізації процедури пошуку оптимального режиму мікрозварки. Для створення внутрішніх з'єднань використовувався алюмінієвий

дріт. Так як при приєднанні виводів мікросхем фактично здійснюються дві зварки, а саме - приєднання дротяних виводів до кристалів і траверсів, то були одержані дві математичні моделі і, відповідно, оптимізувалися два процеси. З цією метою замість традиційного приєднання в внутрішніх з'єднань мікросхеми від траверси до контактної площадки виконувалась зварка від траверси до траверси (експеримент траверса-траверса) і зварка між контактними площадками кристала (експеримент кристал-кристал).

За параметр оптимізації було прийнято значення навантаження для відриву здобутого з'єднання. За керовані фактори були вибрані основні технологічні параметри процесу ультразвукової зварки: тривалість зварювального імпульсу, яка визначається числом калібрувальних міток на екрані осцилографа; тиск зварювального інструмента, який визначається за шкалою грамометра, амплітуда коливань зварювального інструмента, що зчитується зі шкали мікрофононого вібрметра. Так як міцність зварювального з'єднання залежить також від ряду інших факторів, зокрема, від комплексу умов підготовки кристала, режиму наплення алюмінію, стану контактних площадок, виду дроту, матеріалу і типу корпусу мікросхеми, типу зварювального інструмента, міри натягу провідника, часу між напленням та зваркою, зміни, оператора і т.д., то експерименти проводились при фіксованих значеннях усіх факторів, крім трьох вказаних раніше факторів, характеризуючих умови процесу зварки.

Оптимізація процесу ультразвукової зварки була почата з отримання математичної моделі траверса-траверса. Для цього на першому етапі був реалізований повний факторний експеримент (ПФЕ) типу 2^3 . Базова точка експерименту була вибрана на підставі попереднього досвіду роботи на зварювальній установці.

Кожна серія дослідів складалася з 16 паралельних спроб. Для виключення систематичної похибки була проведена рандомізація спроб. Для перевірки відтворення були визначені відрядкові дисперсії виходу; перевірка однорідності відрядкових дисперсій здійснювалась за критерієм Кохрена. Далі були розраховані коефіцієнти нормалізованого рівняння регресії та проведена статистична оцінка їх значимості за критерієм Стюдента. Два лінійних фактори з трьох та одна парна взаємодія виявились значущими. Незначущі коефіцієнти були вилучені з рівняння регресії.

Потім була знайдена дисперсія неадекватності та за критерієм Фішера перевірена адекватність рівняння регресії, яка дозволила зробити висновок про неадекватність отриманого рівняння експериментальним даним.

Описаний вище ПФЕ був проведений в області факторного простору, яка була вибрана на підставі попереднього досвіду роботи установки ультразвукової мікрозварки. Надалі для винаходження оптимальних значень параметрів ультразвукової зварки була вибрана стратегія послідовного планування експерименту. З цією метою базова точка другого циклу ПФЕ була перенесена в пробну точку першого циклу, в котрій було одержано найбільше значення виходу. Ступені варіювання для двох факторів із трьох були трохи зменшені у порівнянні з відповідними ступенями варіювання в першому циклі ПФЕ. Винятком був третій фактор, для якого при виборі ступеня варіювання було зроблено припущення, що статистична незначимість відповідного коефіцієнта рівняння регресії викликана не відсутністю впливу фактора, а невдалим вибором ступеня варіювання в першому циклі ПФЕ. Тому величина ступеня варіювання для третього фактора була збільшена удвоє.

Отримане в результаті проведення другого циклу ПФЕ рівняння регресії включало до себе три значущих коефіцієнти при лінійних факторах та один коефіцієнт при парній взаємодії. Так як це рівняння не має квадратичних коефіцієнтів, за його допомогою не можна описати екстремальну область, у котрій кривизна поверхні відклику суттєва.

Для отримання квадратичної моделі було використано ортогональне центральне композиційне планування (ОЦКП) другого порядку. При реалізації матриці планування ОЦКП досліди здійснювались у зіркових точках і в центрі ОЦКП (у базовій точці). Ці досліди доповнювали поставлені раніше досліди при реалізації другого циклу ПФЕ.

Після перевірки відтворення дослідів, розрахунку коефіцієнтів рівняння регресії, оцінки їх значимості була проведена перевірка адекватності, яка дозволила зробити висновок про адекватність рівняння. Далі був здійснений перехід від рівняння в нормалізованому вигляді до рівняння в звичайному масштабі, в яке фактори можна підставляти в реальних фізичних величинах.

Отримана квадратична модель ультразвукової зварки на траверсі включала до себе три коефіцієнти при лінійних факторах, два коефіцієнта при квадратичних членах і один коефіцієнт при парній взаємодії.

Аналогічно, в результаті реалізації циклів ПФЕ та ОЦКП була отримана квадратична математична модель ультразвукової зварки на кристалі (нагадаємо, що оптимізовувалися два процеси: приварка перемичок до кристалів і траверсів).

Отримані математичні моделі дозволили вибрати оптимальне значення тривалості зварювального імпульсу, тиск зварювального інструмента та амплітуду коливань інструмента, що дало можливість добитися збільшення міцності виводів. Надалі є перспективним використання як параметра оптимізації ультразвукової зварки замість значення навантаження на відрив значення перехідного опору здобутого зварного з'єднання, що дає можливість застосувати безперервний неруйнуючий контроль якості мікрозварки. Це, в свою чергу, дозволить стежити за якістю мікрозварки в темпі з виробничим процесом і при необхідності, використовуючи математичну модель, оптимізувати процес.

1.2 Регресійні моделі з постійною помилкою оцінювання в задачах оптимізації технологічних процесів

Для моделювання і оптимізації технологічних процесів розроблені різні види планування другого, третього і вищих порядків, кожне з яких засноване на своєму критерії оптимальності плану [143].

У попередньому розділі була поставлена задача формалізації процедури шукання оптимального режиму мікрозварки. З цією метою була отримана квадратична модель ультразвукової мікрозварки з використанням ортогонального центрального композиційного планування другого порядку. Однак практика пристосування ОЦКП показала, що критерій ортогональності вектор-стовпців матриці планування не завжди є достатньо сильним критерієм. Основним його недоліком є неоднакова щільність інформації в різних напрямках від центру експерименту і впливаюча з цього неоднакова точність прогнозування цільової функції в різних напрямках від базової точки.

Критерієм оптимальності ротатабельного центрального композиційного планування (РЦКП) є однакова точність прогнозування відклику (тобто рівність дисперсій завбачених значень відклику) за допомогою одержуваної моделі в будь-якому напрямку від центру експерименту, на рівній відстані від нього. Ця властивість РЦКП є цінною, так як априорі невідомо, в яких точках факторного простору може виникнути необхідність знаходження оцінок відклику.

РЦКП дозволяє отримати математичну модель об'єкту дослідження у вигляді полінома другого порядку:

$$y = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i Z_i + \sum_{\substack{i,l=1 \\ i \neq l}}^n a_{i,l} Z_i Z_l + \sum_{i=1}^n a_{ii} Z_i^2, \quad (1.2.1)$$

де y - оцінка функції відклику; Z_i - нормовані значення керованих факторів; i, l - номери факторів ($i, l = \overline{1, n}; i \neq l$); n - загальне число факторів; $a_0, a_i, a_{i,l}, a_{ii}$ - невідомі оцінки коефіцієнтів математичної моделі.

Внаслідок неортогональності матриці планування (МП) РЦКП формули для розрахунку коефіцієнтів математичної моделі, а також формули для необхідних при розрахунку коефіцієнтів констант [159] виявляються громіздкими, що є однією з причин, стримуючих застосування РЦКП.

У роботі [56,66] була поставлена задача спрощення обчислення коефіцієнтів моделі при РЦКП. При ротатабельному плануванні коваріаційна матриця (матриця помилок) повинна бути інваріантною до ортогонального обертання координат. Для планів другого порядку ця умова задовольняється, якщо всі непарні моменти дорівнюють нулю, а для парних моментів другого і четвертого порядків мають місце співвідношення, наведені в [159]. Спрощення обчислення коефіцієнтів моделі при РЦКП досягається за рахунок впровадження констант $OR, R, IR, ILR, IIR_1, IIR_2$.

Значення цих констант для заданої кількості факторів n при використанні за ядро матрицю планування (МП) РЦКП повного факторного експерименту (ПФЕ) і дробового факторного експерименту (ДФЕ) наведені в таблиці 1.2.1.

При використанні впроваджених констант формули для розрахунку коефіцієнтів математичної моделі будуть суттєво спрощені

$$a_0 = (OR) \sum_{g=1}^N y_g - (R) \sum_{i=1}^n \sum_{g=1}^N Z_{ig}^2 y_g, \quad (1.2.2)$$

$$a_i = (IR) \sum_{g=1}^N Z_{ig} y_g, \quad (1.2.3)$$

Таблиця 1.2.1

Константи РЦКП

	n	OR	R	IR	ILR	IIR ₁	IIR ₂
ПФЕ	2	0.2000	0.1000	0.1250	0.2500	0.1250	0.0188
	3	0.1663	0.0568	0.0732	0.1250	0.0625	0.0069
	4	0.1429	0.0357	0.0417	0.0625	0.0312	0.0037
	5	0.0988	0.0191	0.0231	0.0312	0.0156	0.0015
	6	0.0625	0.0098	0.0125	0.0157	0.0078	0.0005
	7	0.0398	0.0052	0.0066	0.0078	0.0039	0.0002
ДФЕ	5	0,1591	0,0341	0,0417	0,0625	0,0312	0,0028
Типу	6	0,1107	0,0187	0,0231	0,0312	0,0156	0,0012
2^{n-1}	7	0,0703	0,0098	0,0125	0,0156	0,0078	0,0005

$$a_{il} = (ILR) \sum_{g=1}^N Z_{ig} Z_{lg} y_g, \quad (1.2.4)$$

$$a_{ii} = (IIR_1) \sum_{g=1}^N Z_{ig}^2 y_g + (IIR_2) \sum_{i=1}^n \sum_{g=1}^N Z_{ig}^2 y_g - (R) \sum_{g=1}^N y_g, \quad (1.2.5)$$

де g - номер рядка МП РЦКП; N - загальна кількість рядків МП.

Використання впроваджених констант дозволяє також спростити формули для дисперсій коефіцієнтів моделі:

$$S^2\{a_0\} = \frac{(OR)}{\gamma} S_B^2\{y\}, \quad (1.2.6)$$

$$S^2\{a_i\} = \frac{(IR)}{\gamma} S_B^2\{y\}, \quad (1.2.7)$$

$$S^2\{a_{i,l}\} = \frac{(ILR)}{\gamma} S_B^2\{y\}, \quad (1.2.8)$$

$$S^2\{a_{ii}\} = \frac{(IIR_1) + (IIR_2)}{\gamma} S_B^2\{y\}, \quad (1.2.9)$$

де γ - число паралельних спроб; $S_B^2\{y\}$ - дисперсія відтвореності.

1.3 Оптимізація складу установочної стеатитової кераміки

Мета роботи [75-77] полягала в оптимізації складу установочної кераміки, яка широко застосовується в електронній і радіоелектронній техніці.

Добавки, які впливають на процес спікання стеатитових мас, умовно можна поділити на дві групи: добавки, що знижують температуру спікання, та добавки, що розширюють інтервал спеченого стану. До першої групи слід віднести оксиди барію, кальцію, магнію, стронцію і цинку, які вводять до стеатитової маси у вигляді карбонатів (виключення становить оксид цинку); до другої - оксиди лужних металів, які вводять у вигляді польвошпатових матеріалів, кварц, діоксид цирконію.

Добавки першої групи справляють вирішальний вплив на діелектричні характеристики стеатитових матеріалів, особливо на тангенс кута діелектричних втрат $tg\delta$. Введення добавок цієї групи до стеатитових мас забезпечує отримання склоподібної фази з більш щільною структурою, яка ускладнює коливання іонів високої частоти, що приводить до зниження $tg\delta$.

Оксиди лужних металів і надлишок кварцу сприяють розпушуванню структури склоподібної фази, викликаючи більш інтенсивні коливання іонів у змінному електричному полі, що збільшує $tg\delta$.

Оцінити вплив добавок на механічні характеристики стеатитових матеріалів досить важко через суперечності, пов'язані з хімічним і фазовим складами та структурою стеатиту.

Для уявлення функціональних залежностей фізико-технічних характеристик стеатитових матеріалів від складу аналітичними виразами був використаний експериментально-статистичний підхід. Цей підхід дозволяє за даними експериментального дослідження процесу здобувати його математичну модель, навіть якщо внутрішні закономірності явищ у процесі зрозумілі не повністю. У практиці інженерних досліджень існують два основних способи накопичення початкового статистичного матеріалу для подальшого отримання математичної моделі: пасивний експеримент і активний експеримент.

Активний експеримент (приклади його реалізації наведені в розділах 1.1 і 1.2), як це виходить із самої назви, передбачає активне втручання в хід безперервного технологічного процесу, тобто активне управління процесом за завчасно поставленою доцільною програмою (планом) експеримента, в котрій передбачається, які рівні керованих факторів повинні бути зафіксовані в кожному з запланованих дослідів, скільки і яких сполучень рівнів факторів та скільки паралельних спроб повинно бути здійснено, в якому порядку (звичайно випадковому) повинні бути здійснені всі спроби, щоб з мінімальними витратами засобів і часу здобути необхідні та достовірні експериментально-статистичні дані, які дозволили б отримати оцінки коефіцієнтів рівняння регресії з заданими властивостями цих оцінок і рівняння регресії в цілому.

У ряді випадків типові задачі оптимізації технологічних процесів краще вирішувати з використанням активного експерименту, так як, по-перше, в цьому випадку дослідник сам вибирає базову точку і сам задає ступені варіювання, тим самим визначаючи цікаву для нього область факторного простору, яка належить вивченню (при пасивному експерименті середні значення факторів і діапазон зміни вхідних змінних величин, визначаючих область, що вивчається, в значній мірі є випадковими). По-друге, активне

експериментування, завдяки спеціальним методам і планам, дозволяє забезпечити задані властивості оцінок коефіцієнтів рівняння регресії і потрібні завбачні властивості рівняння регресії в цілому (зокрема, є можливість усунути систематичні помилки в оцінках коефіцієнтів, викликані неточністю установки рівнів керованих факторів; можна усунути вплив кореляції факторів на оцінки коефіцієнтів і забезпечити незалежність цих оцінок; можна також мінімізувати дисперсії цих оцінок). При пасивному ж експерименті, в умовах взаємної кореляції факторів і нелінійності рівняння регресії оцінки коефіцієнтів часто не мають чіткої інтерпретації. І, нарешті, по-третє, завдяки проведенню паралельних (тобто при однакових настройках факторів) активних дослідів для кожного сполучення рівнів факторів, з'являється можливість мати надійну інформацію про дисперсію відтворення дослідів, яка характеризує помилку експерименту, викликану випадковими перешкодами, безпосередньо з того ж експерименту. Наявність інформації про дисперсію відтворення дозволяє збудувати строгий критерій адекватності отриманого рівняння регресії дослідним даним. Подібної можливості при пасивному експерименті, як правило, немає.

Перелічені вище достоїнства активного експерименту роблять його найкращим для дослідника. Однак в умовах безперервного промислового виробництва нерідко доводиться вдаватися до пасивного експерименту, як до вимушеного способу накопичення даних, а активний експеримент виявляється малоефективним і навіть неможливим. Однією з причин цього є те, що в умовах підприємства звичайно існують достатньо жорсткі функціональні обмеження і, як правило, неможливо здійснити достатньо широкі діапазони варіювання вхідних керованих змінних, необхідні для виявлення ефектів впливу досліджуваних факторів на фоні звичайно сильного шумового поля. Технологи підприємств неохоче дають дозвіл на відхилення від номінального режиму і на використання широкого діапазону варіювання факторів у час експерименту, так як при цьому є небезпека зриву технологічного процесу та випуску бракованої продукції.

У зв'язку з вище переліченими обставинами для представлення функціональних залежностей фізико-технічних характеристик стеатитових матеріалів від складу рівняння регресії був вико-

ристаний комбінований підхід- активно-пасивний експеримент. Проведенні дослідження дозволили отримати для стеатитових матеріалів з різним хімічним складом експериментальні значення тангенса кута діелектричних втрат $tg\delta$ (при $f=1МГц$ і $t=25^{\circ}C$) і межі міцності при вигині σ_u . Здобуті в результаті проведення експерименту дані були доповнені інформацією з поточної технологічної документації (попередньо перевіреної на вірогідність), а потім сумарні відомості про технологічний процес були оброблені за методикою регресійного аналізу.

У результаті обробки експериментальних даних були здобуті регресійні моделі, котрі зв'язують $tg\delta$ з хімічним складом стеатитового матеріалу при різних температурах його випалу. Були отримані також регресійні залежності σ_u від хімічного складу для різних температур випалу. Дослідження виявили, що найкращими діелектричними властивостями та механічною міцністю володіє стеатитовий матеріал СБЦ-2, випалений при $1310^{\circ}C$ ($tg\delta=3,7 \cdot 10^{-4}$ і $\sigma_u=192$ МПа). Була проведена оптимізація зазначеного складу стеатитового матеріалу з метою зменшення $tg\delta$ і збільшення σ_u . Була поставлена задача зменшення $tg\delta$ до $3 \cdot 10^{-4}$ і збільшення σ_u до 200 МПа.

Оскільки діоксид кременю та оксид цинку мали найбільший розкид за змістом у дослідних масах, оптимізація була проведена за цими оксидами. Склад стеатитового матеріалу, який забезпечує задане поліпшення діелектричних і механічних характеристик, був знайдений за допомогою регресійних моделей. При визначенні $tg\delta$ і σ_u на експериментальних зразках стеатитового матеріалу знайдено оптимального складу, випаленого при $1310^{\circ}C$, здобуто: $tg\delta=3,2 \cdot 10^{-4}$ і $\sigma_u=198$ МПа.

Таким чином, математичні моделі, котрі зв'язують значення тангенса кута діелектричних втрат і межі міцності при вигині з хімічним складом стеатитових матеріалів, дозволили оптимізувати склад. Експериментальні значення цих показників добре корелюють з розрахунковими.

1.4 Застосування процедури покрокової регресії для моделювання недостатньо вивчених процесів (зведення задачі

мінімізації коефіцієнту детонації стрічкопротяжних механізмів до задачі лінійного програмування)

При дослідженні недостатньо вивчених процесів на перший план висовується задача вишукування найбільш суттєвих факторів, впливаючих на якісні показники процесу. Знання суттєвих факторів дає можливість зробити математичне описання процесу достатньо простим при максимумі подібності. У той же час, якщо з безлічі вхідних змінних у математичну модель не буде включений хоч би один суттєвий фактор (і даний фактор буде стабілізований під час досліджень), то отримана модель буде являти собою лише переріз у факторному просторі, який дозволяє знайти тільки окремих екстремум. Якщо цей фактор буде змінюватись довільним способом, це викличе істотний зріст рівня шуму. В обох випадках головний екстремум не може бути досягнутий. Таким чином, виникає задача оцінки порівняльного впливу великої кількості вхідних факторів на цільову функцію і виключення з подальшого розгляду несуттєвих факторів.

Одним з ефективних методів вирішування задачі відбору суттєвих факторів є метод випадкового балансу [94]. Однак, так як використований в цьому методі відсіюючий експеримент є, по суті, активним експериментом, його реалізація в ряді випадків за причинами, зазначеними в розділі 1.3, неможлива. За цією причиною, як правило, при моделюванні процесів у тих випадках, коли відсутня достатня інформація про порядок незалежних факторів за їх важливістю для передрікання цільової функції, використовується регресійний аналіз. Оскільки статистикою, що оцінює ефективність набору незалежних факторів як предикатів, є множинний коефіцієнт кореляції, одне з вирішень даної задачі зводиться до регресії за всіма можливими підмножинами незалежних факторів і вибором найкращої підмножини.

Однак при великій кількості незалежних факторів (що, як правило, має місце при обробці технологічних процесів) більш доцільним для визначення найкращої підмножини є застосування покрокової регресії. У праці [55,89,91] покрокова регресія була використана для вирішення задачі мінімізації коефіцієнта детонації стрічкопротяжних механізмів (СПМ). Коефіцієнт детонації є одним з основних факторів, характеризуючих якість СПМ, і являє

собою коефіцієнт коливань швидкості магнітної стрічки, вимірний при умовах оцінки, відповідаючих сприйманню детонації людиною.

Аналіз обурюючих факторів, викликаючих коливання миттєвої швидкості транспортування магнітної стрічки в посередньому приводі стрічкопротяжних механізмів серійних магнітофонів, дозволяє зробити висновок, що джерелами коливань швидкості стрічки є система привода ведучого вала (ПВВ) і система транспортування магнітної стрічки (ТМЛ).

У системі ПВВ передача обертального руху від електродвигуна на ведучий вал здійснюється за допомогою приводного ременя (ПР). Електродвигун, як правило, має шків малого діаметра, за допомогою якого через ПР передається обертальний рух на шків більшого діаметра, що закріплений на ведучому валі. Шків, встановлений на ведучому валі (ВВ), має діаметр, значно перевищуючий діаметр ПР, і в ряді випадків має значний момент інерції, що суттєво знижує вплив навантаження системи ТМС на систему ПВВ і дозволяє розглядати функціонування системи ПВВ незалежно від руху стрічки в системі ТМС. При цьому значення моменту інерції і діаметра шківа ВВ визначаються, по-перше, вимогою мінімального впливу навантаження, створеного системою ТМС, а по-друге, вихідними характеристиками використаного електродвигуна.

Електродвигун і ВВ рознесені на відстань, що забезпечує обхват приводним ременем меншого шківу на кут не менш 155 градусів. Прослизання меншого шківу усувається початковим натягом ПР зі створенням зусилля, впливаючого на передаваючий та приймаючий шків. Величина цього зусилля поряд зі зусиллям ПР на ВВ і тертям визначає струм вживання ЛПС. Постійність даного зусилля визначається однорідністю пружних властивостей окремих ділянок гуми за периметром ПР (довжина цих ділянок у першому наближенні може бути прийнята рівною довжині кола, створеного шківом електродвигуна). Відміна пружних властивостей гуми для різних ділянок ПР не дозволяє розглядати створювані ними зусилля на передаваючий і приймаючий шків постійними, так як вони будуть змінюватись при повороті передаючого шківу.

У цьому випадку ПР можна розглядати як генератор змінної складаючої сили, впливаючої на систему з періодом, кратним періоду оберту ременя. У свою чергу, ПВВ ЛПС можна представити як систему з двох інерційних мас, рознесених на визначену міжцентрову відстань і пов'язаних між собою за допомогою ПР, який необхідно в цьому випадку розглядати у вигляді послідовно з'єднаних пружин (кількість пружин визначається відношенням периметру ПР до довжини кола шківу електродвигуна).

Таким чином, ПВВ являє собою незалежну електромеханічну систему, в якій одна маса, що володіє моментом інерції, пов'язана з ротором електродвигуна; друга маса віддалена від електродвигуна та представляється ВВ з напресованим на нього маховиком, який володіє значним моментом інерції. Передача обертального руху в системі здійснюється за допомогою пружного елемента. Відомо, що двомасовим електромеханічним системам з пружним кільцем при визначених умовах властивий коливальний режим роботи.

Важливим фактором, що визначає якість системи ТМС, є сила транспортування стрічки. Магнітна стрічка при фрикційному транспортуванні в режимах запису-відтворення повинна спочатку за ходом руху від магнітних голівок торкатися поверхні ВВ, а потім, після обхвату ВВ, переходити до зони контакту з притискним роликком з обхватом останнім ВВ на декотрий кут внаслідок малої жорсткості гуми. Можливі два випадки порушення зчеплення магнітної стрічки з елементами транспортування. У першому випадку може статися порушення зчеплення між стрічкою та ВВ з притискним роликком, хоч останні залишаються в контакті. У другому випадку може статися порушення зчеплення як між стрічкою та ВВ, так і між ВВ і притискним роликком. Магнітна стрічка і притискний ролик залишаються при цьому в контакті.

Обурюючим фактором, що викликає коливання швидкості стрічки, є також притискний ролик, оскільки сила опору, що виникає при вальцюванні гуми, має змінну складаючу, яка залежить від неоднорідності гумового шару на ролику.

Приведений вище далеко не повний аналіз факторів, що впливають на нестабільність швидкості магнітної стрічки, показує, що задача мінімізації коефіцієнту детонації ЛПС являє собою задачу оптимізації складних технічних об'єктів, при вирішуванні

якої необхідно враховувати об'єктивно існуючу неповноту інформації. При вирішуванні подібних задач після будування математичної моделі об'єкту повинна бути проведена оптимізація ідентифікованого об'єкту в просторі факторів.

На підставі приведеного аналізу до збірки магнітофонів були виконані вимірювання ряду характеристик елементів і вузлів трьох серійних ЛПС. Далі були проведені експериментальні дослідження коефіцієнту детонації і струму споживання магнітофонів [67,90,99].

Для здобуття математичних моделей, що пов'язують коефіцієнт детонації та струм споживання з вибраними факторами, була застосована покрокова регресія, яка використовує процедуру як прямого, так і зворотного вибору для керування введенням змінних до моделі. Ця процедура, як відзначено вище, краща в тих випадках, коли кількість незалежних змінних є достатньо великою і важко визначити необхідність введення кожної з них до моделі. Оскільки отримувані моделі, по суті, є моделями технологічного процесу, а останній має певну нестабільність, для одержання адекватних моделей було використане інтерактивне виключення спостережень.

У результаті застосування покрокової регресії для обробки експериментальних даних були здобуті лінійні математичні моделі, що дозволяє розглядати задачу мінімізації коефіцієнта детонації ЛПС як задачу лінійного програмування (ЛП). При цьому цільовою функцією задачі ЛП є модель, що пов'язує коефіцієнт детонації з незалежними факторами, а відповідна модель для струму споживання в сукупності з допусками на елементи являють собою обмеження задачі ЛП.

1.5 Будування поліноміальних моделей при наявності обмежень на розташування експериментальних точок (обробка результатів багатфакторних випробувань електронних вольтметрів середньоквадратичної напруги)

Аналіз критеріїв оптимальності експериментальних планів [143,159] дозволяє зробити висновок, що критерії можна розбити на дві великі групи. До першої групи відносяться критерії, пов'язані з точністю оцінок параметрів, до другої - критерії та властивості планів, пов'язані з помилкою в оцінці моделі. У той же час жоден з цих критеріїв не враховує обмеження на розташування експериментальних точок у факторному просторі, які визначаються властивостями об'єкту досліджу. Нижче наводяться результати розв'язання даної проблеми, яка виникла при будівництві математичної моделі погрішності електронних вольтметрів середньоквадратичної напруги (практично важливою в даному випадку була вимога простоти знаходження параметрів моделі).

Однією з вимог, які пред'являються до засобів вимірювань, є достовірна оцінка їх погрішності в реальних умовах експлуатації.

Стосовно до засобів вимірювань середньоквадратичної напруги сигналів довільної форми задача оцінки погрішності при відомих значеннях неінформативних параметрів вимірюваного сигналу (частота повторення F та коефіцієнт амплітуди) не може бути вирішеною в повній мірі. У теперішній час у таких засобів нормують допустиме значення K_a при одній частоті імпульсного сигналу і сумарну погрішність в робочих областях частот при синусоїдальній формі сигналу.

У зв'язку з тим, що функція впливу частоти сигналів на погрішність змінюється при змінюванні K_a , представляється необхідним відмовитись від роздільного нормування погрішностей (або функції впливу) за кожним неінформативним параметром, та нормувати погрішність у вигляді спільної функції впливу неінформативних параметрів вимірюваного сигналу[97,145].

Подібну функцію впливу доцільно представити у вигляді поліноміальної функції впливаючих факторів такого вигляду:

$$y = a_0 + a_1 K_a + a_2 F + a_{12} K_a F + a_{11} K_a^2 + a_{22} F^2 \quad (1.5.1)$$

Функція (1.5.1) дозволяє (у випадку необхідності) легко перейти до інших форм встановлення норм на погрішність у - табличної або графічної, у вигляді одного числа або ступінчатої функції.

При випробуваннях електронних вольтметрів середньоквадратичної напруги типу ВЗ-57 з метою здобуття моделі їх погрішності у вигляді (1.5.1) через значну довжину середньочастотної

ділянки, де погрішність змінюється незначно, треба проводити випробування на трьох ділянках робочої області частот (НЧ, СЧ і ВЧ).

У даній роботі подані результати багатофакторних випробувань вольтметра на ВЧ ділянці з метою здобуття відповідної моделі погрішності. При проведенні випробувань використовувався автоматизований калібратор напруги сигналів прямокутної форми з регульованими параметрами (U_{ck} , F , K_a) [120].

Особливістю випробувань є те, що через різний зріст погрішності на ВЧ ділянці випробування було необхідно проводити в зрізаній області факторного простору, утвореного неінформативними параметрами вимірюваного сигналу (F і K_a).

Іншими словами розташування експериментальних точок (рис.1.5.1) обумовлюється необхідністю забезпечення відповідності частотних спектрів вимірюваних сигналів та смугою пропускання вольтметра.

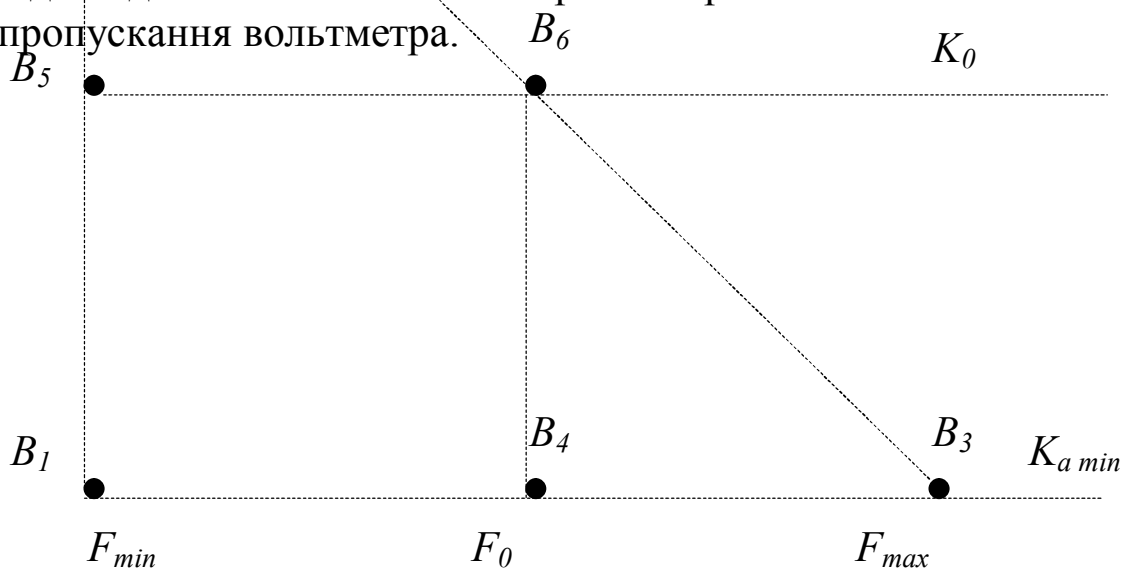


рис. 1.5.1

На рис.1.5.1 $B_1, B_2, B_3, B_4, B_5, B_6$ - експериментальні точки факторного простору K_a-F ; K_{amax}, K_{amin} - відповідно верхній та нижній рівень варіювання фактору F ; F_0, K_{a0} - основні рівні варіювання, відповідно F і K_a , які визначаються за формулами:

$$F_0 = \frac{F_{\max} + F_{\min}}{2} \quad (152)$$

$$K_{a0} = \frac{K_{amax} + K_{amin}}{2} \quad (153)$$

Експериментальній області, зображеній на рис.1.5.1, відповідає план проведення випробувань вольтметра ВЗ-57, наведений у таблиці 1.5.1. У таблиці наведені значення погрішності вольтметра при кожному з шести сполучень значень F і K_a , передбачених планом випробувань.

Таблиця 1.5.1

Експериментальні точки	Значення факторів		Погрішність вольтметра у (дослідна)
	K_a	F (кГц)	
B_1	1	30	-0,70442
B_2	6	30	1,04143
B_3	1	1330	0,49585
B_4	1	680	-0,26796
B_5	3,5	30	-1,03177
B_6	3,5	680	-3,10497

Для вирішення задачі оцінки коефіцієнтів регресійної моделі (1.5.1) був використаний критерій найменших квадратів:

$$\hat{A} = \arg \min_A \sum_{i=1}^N [y_i - \eta(A, X_i)]^2 \quad (1.5.4),$$

де \hat{A} - вектор оцінок коефіцієнтів моделі; N - кількість спостережень (у нашому випадку кількість експериментальних точок); $\eta(A, X)$ - регресійна модель; y_i, X_i - значення, відповідно, погрішності й факторів.

Як відомо, метод найменших квадратів приводить до отримання оцінок \hat{A} вектору коефіцієнтів моделі за формулою:

$$\hat{A} = (X^T X)^{-1} (X^T Y) \quad (1.5.5),$$

де X - матриця значень факторів; Y - вектор дослідних значень погрішності вольтметра (див. табл. 1.5.1).

Для вихідних даних табл. 1.5.1 за (1.5.5) здобуваємо:

$$\hat{A} = \begin{pmatrix} 0,04037 \\ -0,94880 \\ 0,00194 \\ -0,00154 \\ 0,19204 \\ 0,387 \cdot 10^{-6} \end{pmatrix} \quad (1.5.6)$$

Таким чином, регресійна модель (1.5.1) має вигляд:

$$\begin{aligned} \hat{y} = & 0,04037 - 0,94880 K_a + 0,00194 F - \\ & - 0,00154 K_a F + 0,19204 K_a^2 + \\ & + 0,387 \cdot 10^{-6} F^2 \end{aligned} \quad (1.5.7)$$

Формула (1.5.7) являє собою математичну модель погрішності при розташуванні експериментальних точок у зрізаній області факторного простору. Зіставлення погрішності, яка виражена у вигляді спільної функції впливу, з погрішністю, яка визначена шляхом складання окремих складових, нормованих для кожного впливаючого фактора, показало, що поруч зі спрощенням погрішності для конкретних умов експлуатації досягається більш точне її визначення. Подальше підвищення точності визначення погрішності для конкретних умов експлуатації було досягнуто за рахунок введення функціональної шкали з частоти ($lg F$).

Вище наведені результати отримання математичної моделі погрішності електронних вольтметрів від впливу параметра вимірюваного сигналу коефіцієнта амплітуди K_a і частоти F . Крім цих факторів, на погрішність електронних вольтметрів впливає вихідний опір джерела сигналу $R_{вих}$. Тому була поставлена задача оцінки спільного впливу трьох вказаних факторів на погрішність електронних вольтметрів. Розташування експериментальних точок факторного простору, в яких проводились пробні дослідження при вирішенні поставленої задачі оцінки погрішності у високочастотному діапазоні, наведено на рис. 1.5.

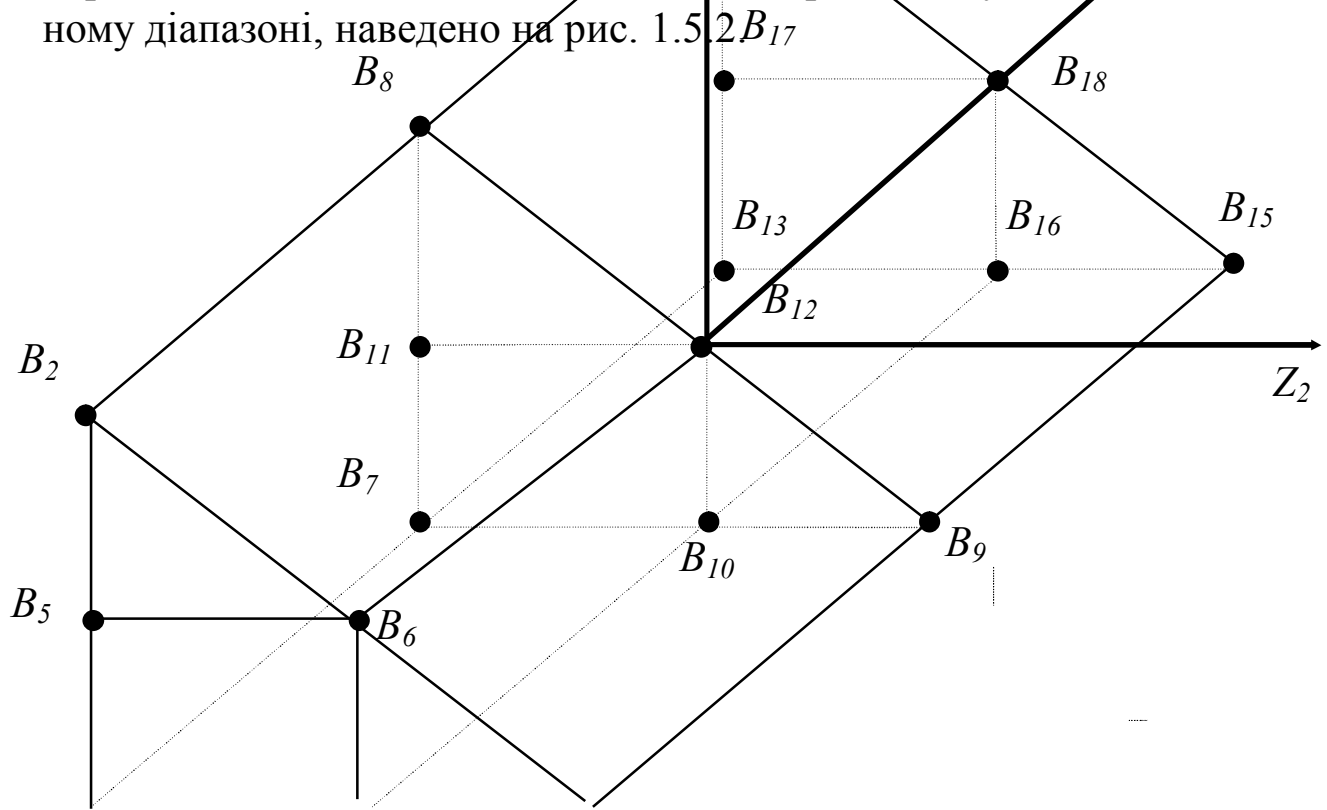


Рис. 1.5.2

На рисунку Z_1, Z_2, Z_3 - відповідно, нормовані значення факторів $K_a, F, R_{вих}$; $B_1, B_2, B_3, \dots, B_{17}, B_{18}$ - експериментальні точки факторного простору.

В результаті реалізації плану трьохфакторного експерименту, геометрична інтерпретація якого наведена на рис.1.5.2, були отримані значення погрішності вольтметра типу $B3-57$, а потім, за приведеною вище методикою, побудована математична модель погрішності у вигляді поліному другого порядку. Аналіз точності отриманої моделі шляхом порівняння експериментальних даних погрішності зі значеннями погрішності, передбаченими за моделлю, підтвердив прийняту точність моделі.

1.6 Апроксимація статичних гістерезисних характеристик магнітних сердечників імпульсних трансформаторів

Системи автоматизації проектування (САПР) застосовуються на всіх етапах розробки радіоелектронних засобів (РЕЗ). Їх впровадження почалося з автоматизації ряду конструкторських робіт: розміщення компонентів і функціональних вузлів у різних стандартних конструкціях, розведення печатних провідників. У теперішній час до САПР включені також підсистеми моделювання та оптимізації РЕЗ, які дозволили значно поліпшити характеристики та скоротити строки відроблення проектованої апаратури.

У сучасних САПР математична модель РЕЗ формується автоматично в процесі виконання відповідних програм, перекладаючих опис схеми, записаний на вхідній мові, в систему рівнянь, яка описує процеси, що відбуваються в РЕЗ. Математична модель РЕЗ складається на основі моделей окремих компонентів. Одним із таких компонентів є призначені для використання в мікроелектронній апаратурі імпульсні трансформатори.

При розробці математичної моделі імпульсного трансформатора необхідно мати апроксимуючий вираз статичної петлі гістерезиса. Апроксимація полягає в заміні одних математичних об'єктів іншими, в тому чи іншому розумінні близькими до початкових, і дозволяє досліджувати числові характеристики та якісні властивості об'єкта, зводячи задачу до вивчення більш простих або більш зручних об'єктів.

У роботі [78] використані методи апроксимації статичної петлі гістерезиса експоненціальним поліномом і гіперболічним тангенсом. Метод апроксимації експоненціальним поліномом універсальний і забезпечує керувану точність. Проте при цьому збільшується час, витрачений на визначення коефіцієнтів апроксимації. А втім, цей метод апроксимації гістерезисних характеристик уявляється перспективним у тому значенні, що він не накладає будь-яких обмежень на спосіб завдання характеристик. При апроксимації статичної петлі гістерезиса гіперболічним тангенсом, апроксимуючий вираз має простий вигляд і описує гістерезисні характеристики з достатньою точністю.

2 Прогнозування стану і забезпечення якості процесів і об'єктів

2.1 Статистичні методи керування якістю

Перехід економіки України до ринкових відносин і створення єдиного Європейського ринку особливо гостро ставлять проблему побудови систем керування якістю на основі міжнародних стандартів ІСО серії 9000. Одна з основних вимог цих стандартів полягає в тому, що постачальник повинен пред'явити докази здатності забезпечувати певну якість випущеної продукції.

На думку ведучих світових “туру” в галузі керування якістю, задача підвищення якості продукції є більш пріоритетною, ніж зниження витрат виробництва. Вирішення цієї задачі рекомендується починати з впровадження “семи інструментів якості” [23,69-71,98,161], використання яких забезпечує від 50 до 95% досягнутого поліпшення якості. (В японських корпораціях усі, починаючи від голови ради директорів і до робітників цеху, зобов'язані

знати ці методи). Сім інструментів якості поєднують наступні методи.

1). Контрольні листки, що дозволяють удосконалити процес збору даних та упорядкувати дані для полегшення їх подальшого використання.

2). Діаграми Парето за результатами діяльності і за причинами, що дозволяють з'ясувати причини з'явлення нечисленних суттєво важливих дефектів і зосередити зусилля на ліквідації саме цих причин.

3). Діаграми причин і результатів (діаграми Ісікави), що показують відношення між показником якості й впливаючими на нього факторами.

4). Гістограми, що відбивають умови процесу за період, протягом якого були одержані дані. Порівняння виду розподілу гістограми з контрольними нормативами або запланованими значеннями дає важливу інформацію для керування процесом.

5). Діаграми розсіяння, що дозволяють виявити причинно-спадкові зв'язки показників якості та впливаючих факторів під час аналізу діаграми Ісікави.

6). Контрольні карти, що дозволяють відокремити варіації показника якості, зумовлені певними причинами, від варіацій, зумовлених випадковими причинами. При цьому для керування якістю поруч з картами Шухарта, призначеними виключно для масових виробництв, що в певній мірі обмежує їх використання, доцільно використовувати кумулятивні карти, придатні навіть для малосерійного і штучного виробництва.

7). Метод розшарування (стратифікації), відповідно до якого дані групуються залежно від умов їх отримання. Обробка кожної групи даних здійснюється окремо. Розшарування допомагає з'ясувати причини з'явлення дефектів, якщо виявляється різниця у даних між "шарами".

Нижче наводяться результати праці, в якій були використані контрольні карти - зручний та достатньо ефективний інструмент, що застосовується для збору та аналізу інформації з метою прийняття рішень про оптимальне керування технологічними процесами (як, зрештою, і будь-якими процесами, розподіленими в часі або просторі).

Об'єктом дослідження в праці [81,92,101] була одна з автоматичних роботизованих ліній (РЛ) робототехнічного комплексу, що здійснює точкове зварювання кузовів автомобілів. На першому етапі дослідження були проаналізовані дані про браковані вироби протягом місяця (25 робочих днів).

Для того, щоб відокремити варіації числа дефектних виробів, зумовлені певними причинами, від тих, що зумовлені випадковими причинами, була побудована контрольна карта долей дефектів (ДД). При будівництві меж регулювання контрольної карти була врахована та обставина, що об'єм випуску протягом місяця змінюється. Для більш детального встановлення причин варіацій використовувалось розшарування - були побудовані контрольні карти ДД для двох змін та для різних робіт даної РЛ. При цьому аналіз був сконцентрований на двох із восьми роботах, що допускають найбільшу кількість бракованих виробів.

За результатами аналізу побудованих контрольних карт ДД було висунено припущення про те, що збільшення випуску кількості дефектних виробів зумовлено відмовами електронного обладнання, керуючого роботою РЛ. Для перевірки цього припущення були систематизовані дані про відмови електронного обладнання, керуючого роботою РЛ, протягом місяця (25 робочих днів). Дані наведені в таблиці 2.1.1. Далі була перевірена гіпотеза про те, що протягом місяця технічне обслуговування електронного обладнання було налагоджено або, інакше говорячи, були відсутні невідповідні фактори відмов, тобто ймовірність відмови залишалася постійною протягом усіх 25 робочих днів. Для перевірки гіпотези було здійснено порівняння частот відмов емпіричного розподілу з частотами, обчисленими в припущенні застосовності розподілу Пуассона. Порівняння дозволило зробити висновки про те, що процес технічного обслуговування електронного обладнання потребує удосконалення.

Оскільки відмови обладнання РЛ протягом місяця (див. таблицю 2.1.1) мають значну варіацію, що ускладнює встановлення закономірностей, для візуального виявлення змін ознаки (відмов) і наступного встановлення причин цієї зміни була побудована контрольна карта кумулятивних сум (рис. 2.1.1).

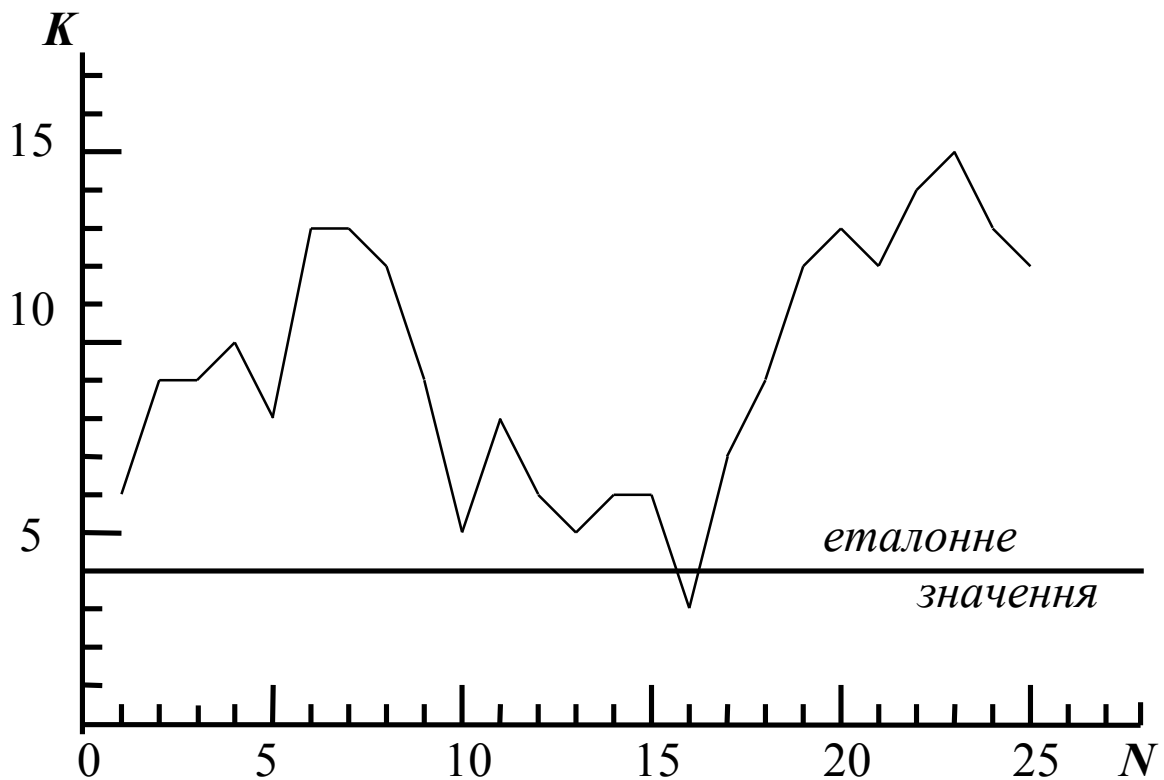
Для більш детального встановлення причин варіацій використовувалось розшарування - були побудовані контрольні карти

кумулятивних сум (КС) для двох змін (рис. 2.1.2, 2.1.3) та для різних робіт даної РЛ. При цьому попередньо за допомогою критерію згоди було проведено порівняння частот відмов для теоретичного та емпіричного розподілів, що дозволило сконцентрувати аналіз (як і при використанні контрольних карт ДД) на двох із восьми роботах.

Таблиця 2.1.1

Дані про відмови електронного обладнання РЛ

Номер дня місяця	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
День місяця	2	3	4	5	6	9	10	11	12	13	16	17	18	19	20	21	23	24	25	26	27	30	31	1	2
День тижня	П	В	С	Ч	П т	П	В	С	Ч	П т	П	В	С	Ч	П т	С б	П	В	С	Ч	Пт	П	В	С	Ч
Кількість відмов за добу	10	7	4	5	2	9	4	3	1	0	7	2	3	5	4	1	9	6	7	5	3	6	5	2	3
Кількість відмов за першу зміну	8	5	3	4	0	6	3	1	1	0	5	1	2	4	2	0	6	3	4	3	2	4	4	1	2
Кількість відмов у другу зміну	2	2	1	1	2	3	1	2	0	0	2	1	1	1	2	1	3	3	3	2	1	2	1	1	1

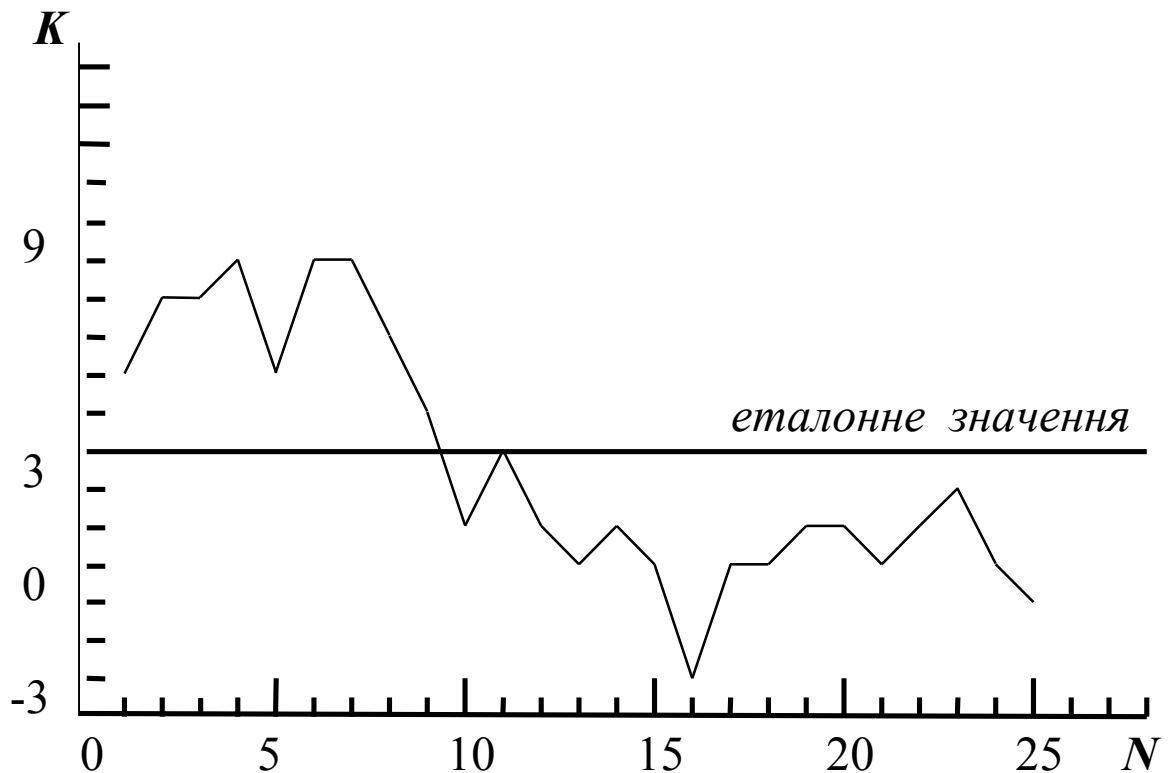


K - кумулятивні суми
N - номер дня місяця

Рис.2.1.1 Кумулятивні суми кількості відмов за добу

Аналізуючи контрольну карту КС для кількості відмов електронного обладнання за добу (рис. 2.1.1), можна побачити, що рівень відмов збільшується в дні, які відповідають початку поточного тижня (відповідність днів місяця дням тижнів наведена в таблиці) і зменшується в кінці тижня. Відзначена закономірність відмічається також на контрольній карті КС для кількості відмов в першу зміну (рис. 2.1.2).

Основна причина даного явища - простій обладнання у виключеному стані в вихідні дні. При поновленні праці відбуваються стрибки напруги, небезпечні для чутливих елементів електронного обладнання.



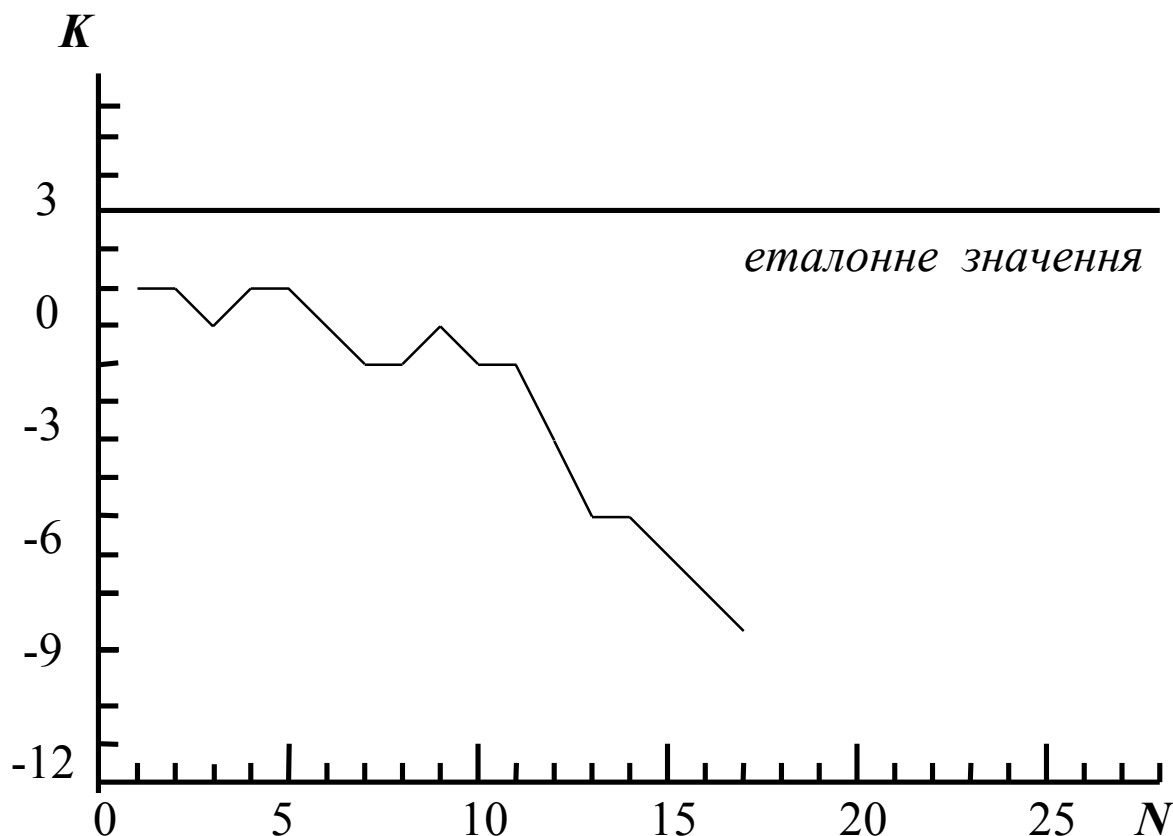
K - кумулятивні суми
N - номер дня місяця

Рис.2.1.2 Кумулятивні суми кількості відмов за першу зміну

Робота електронного обладнання в другу зміну (рис. 2.1.3) характеризується меншим, ніж в першу зміну, рівнем відмов, причому, цей рівень протягом місяця має тенденцію до зниження. Збільшення рівня відмов у кінці місяця пов'язано з виходом з ладу елементів обладнання, що відпрацювали свій ресурс. Після заміни цих елементів ремонтними службами рівень відмов знижується. Збільшення та наступне зниження рівня відмов в кінці місяця має місце також на контрольній карті, що характеризує відмови обладнання протягом доби (рис. 2.1.1).

На основі проведеного аналізу був зроблений висновок про необхідність щотижневого огляду обладнання у вихідні дні, про випробування його в ручному режимі, прогону по програмі для

виявлення несправностей, виникаючих з-за виключення живлення. Аналіз побудованих контрольних карт дозволив також виробити рекомендації по організації обслуговування і ремонту обладнання ремонтними службами, періодичності огляду та налагодження обладнання, своєчасного поповнення комплекту запасних модулів.



K - кумулятивні суми
N - номер дня місяця

Рис.2.1.3 Кумулятивні суми кількості відмов за другу зміну

На закінчення даного розділу, присвяченого статистичним методам керування якістю, слід відмітити, що все ширше розповсюдження персональних комп'ютерів, мережей ЕОМ, роботів, гнучких технологічних структур трансформує проблеми керування якістю до задач динамічної оптимізації складних промислових систем.

2.2 Прогнозування процесів і забезпечення якості з використанням теорії статистичних оцінок і статистичної класифікації

*... Будущее, которое, как известно,
бросает свою тень задолго перед тем,
как войти, стучало в окно.*

Анна Ахматова

В “Білих одежах” Володимира Дудінцева один “вейсманіст-морганіст” (головний герой Федір Іванович) говорить іншому (Івану Іллічу), що є три види ставлення до майбутнього і теперішнього. Перше - знання, ґрунтується на достатніх і достовірних даних. Друге - надія. Ґрунтується теж на достовірних даних. Але недостатніх. Нарешті, третє - віра. Це ставлення, яке ґрунтується на даних недостатніх і недостовірних. Віра за своїм сенсом виключає себе та є предметом вивчення спеціалістів інших (можливо, більш прибуткових) професій, але не нашої.

Природа більшості об’єктів досліджень така, що, як правило, дослідник має якраз достовірну, але недостатню інформацію про вихідні (залежні) величини, які характеризують вихідні параметри об’єкта дослідження, та вхідні (незалежні) величини, які характеризують вплив на об’єкт зовнішнього середовища.

У фундаментальних і прикладних дослідженнях при вивченні подібних об’єктів перспективним є застосування теорії розпізнавання образів. Інтерес до задачі навчання розпізнавання образів визначається рядом причин.

По-перше, постановка задачі навчання розпізнавання образів пов’язується з традиційною в природознавстві проблемою: як відображається світ у свідомості живих істот.

По-друге, з’явлення можливості створення машин, що навчаються, відкрило перспективи широкого практичного застосування результатів теоретичних досліджень: машини, що читають тексти, здійснюють експертизи, складають діагнози. Якщо програмно реалізувати спосіб перекручення реальної дійсності художником (мистецтвознавці скажуть про це інакше), то можна навчити машину малювати “пензелем” Іллі Глазунова. Можна роботу Івана Шишкіна “Ранок у сосновому лісі” виконати в манері

Клода Моне або Амедео Модильяні. Все це приклади реалізації теорії розпізнавання образів для виконання інтелектуальної роботи.

Перспективним є застосування теорії розпізнавання образів для індивідуального прогнозування при вирішуванні задачі керування якістю. Можливості прогнозування великі й вони приваблюють у теперішній час широкі кола спеціалістів як у галузі дослідження, розробки та теоретичного обґрунтування методів керування якістю, так і в галузі їх практичного використання у виробництві та експлуатації.

Застосування індивідуального прогнозування у виробництві дозволяє усунути потенційно ненадійні вироби з готової продукції, що само по собі дуже важливо, так як сприяє підвищенню ефективності експлуатації. Крім того, аналіз причин випуску потенційно ненадійних виробів дозволяє оперативно впливати на виробництво, так як з'являється можливість науково обґрунтованого керування якістю продукції, що випускається за рахунок введення зворотного зв'язку від прогнозування до виробництва.

Мета індивідуального прогнозування в експлуатації - запобігання відмов і збільшення строків між профілактичними роботами шляхом виявлення та виключення з експлуатації потенційно ненадійних виробів з погіршеними значеннями параметрів та інтенсивним старінням.

У даному розділі розглянуті дві методики прогнозування. Перша методика [20,21,48,68] базується на теорії статистичних оцінок і дозволяє здобути оптимальне вирішення задачі індивідуального прогнозування. Для використання цієї методики фахівець повинен мати багатомірні умовні щільності розподілу прогнозованого параметра й ознак. Застосовування наданої методики найбільш ефективно в тому випадку, коли початковий стан виробу оцінюється однією ознакою і спільна щільність розподілу ознаки і прогнозованого параметра підкоряється двумірному нормальному закону. Початковими даними для оптимальної оцінки прогнозованого параметра (за оптимальну оцінку береться найбільш ймовірне значення прогнозованого параметра - його мода) в цьому випадку є такі параметри: математичні очікування ознаки і прогнозованого параметра; дисперсії ознаки та прогнозованого параметра;

коефіцієнт кореляції між ознакою та прогнозованим параметром; значення ознаки.

Друга методика [20,48,68] (методика оптимальної класифікації) обґрунтована на теорії статистичної класифікації. При індивідуальному прогнозуванні за ознаками з класифікацією задача полягає в розподіленні досліджуваної сукупності виробів на класи і немає необхідності в оцінці конкретного значення прогнозованого параметра. У більшості практичних додатків цього методу кількість класів дорівнює двом. Так буває, наприклад, коли досліджувану сукупність необхідно за наданим правилом розподілити на клас придатних і дефектних виробів.

Для вирішення задачі індивідуального прогнозування методами теорії статистичної класифікації необхідно мати умовні багатомірні щільності розподілу ознак для кожного прогнозованого класу. Задача полягає у відшуканні способу прийняття оптимального рішення про належність перевіреного екземпляра до того чи іншого класу в умовах невизначеності, тобто в умовах дії випадкових факторів, маскуючих зв'язок між ознакою і класом екземпляра. Використання даної методики, як і попередньої, найбільш ефективно в тому випадку, коли початковий стан характеризується однією ознакою і спільна щільність розподілу значень ознаки та прогнозованого параметра задається двомірним нормальним законом розподілу. Початковими даними для оптимальної класифікації в цьому випадку є наступні параметри: межове значення прогнозованого параметра; математичні очікування ознаки і прогнозованого параметра; дисперсії ознаки і прогнозованого параметра; коефіцієнти кореляції між ознакою та прогнозованим параметром; значення ознаки; втрати, пов'язані з помилковими рішеннями (ціни перейменувань).

2.3 Вирішення задачі навчання розпізнаванню образів методами дискримінантних і потенційних функцій

У попередньому розділі задачі індивідуального прогнозування вирішувались з використанням теорії статистичних оцінок і статистичної класифікації. Класичні статистичні методи дають оптимальне рішення задачі індивідуального прогнозування. Проте практичне застосування цих методів можливо, якщо проведений спеціальний експеримент по збору і такій обробці статистичних даних про прогнозований параметр і ознаки, в результаті якої знайдені підхожі аналітичні моделі умовних багатомірних щільностей розподілу прогнозованого параметра та ознак. Однак у реальних задачах дослідник зштовхується тут з рядом проблем, тому реалізувати класичні статистичні методи не завжди можливо.

По-перше, для реальних виробів навіть при відомій сукупності інформативних ознак (виявлення котрих становить дуже трудомістку задачу), не завжди вивчені багатомірні умовні щільності розподілу ознак і прогнозованого параметра.

По-друге, здобуття аналітичних моделей цих умовних щільностей розподілу становить трудомісткий процес і може бути поставлено тільки окремою самотійною задачею для кожного типу виробів і для даних умов експлуатації.

По-третє, навіть якщо такі аналітичні моделі отримані, необхідні при цих методах прогнозування аналітичні перетворення достатньо складні. Задача відносно легко вирішується аналітично, якщо багатомірні умовні щільності підкоряються нормальному закону, що насправді має місце далеко не завжди.

У зв'язку зі сказаним вище являє собою інтерес використання методів вирішення задач індивідуального прогнозування, заснованих на евристичних алгоритмах. Сенс поняття "евристичний алгоритм" полягає в тому, що в цьому випадку алгоритм прогнозування не витікає з суворих положень теорії, а в значній мірі заснований на інтуїції та досвіді дослідника.

Такі методи можуть давати задовільні результати і за обмеженою початковою інформацією про характеристики ймовірності ознак і прогнозованого параметра. Так, для застосування цих методів для індивідуального прогнозування за ознаками необхідно мати набір ознак, сильно корельованих з прогнозованим парамет-

ром, і необов'язково знати вигляд їх умовних щільностей розподілу. Слід сказати, що методи індивідуального прогнозування, засновані на використанні евристичних алгоритмів, не завжди приводять до оптимальних рішень. Однак для їх використання на практиці достатньо, щоб помилка прогнозування не перевищувала допустимого значення, а цього можна добитися, наприклад, підбором більш інформативних ознак, застосуванням відповідних способів поліпшення оператора прогнозування.

Одним з методів вирішення задачі індивідуального прогнозування, заснованих на евристичних алгоритмах, є метод дискримінантних функцій [48,50,60,68].

Якщо уявити кожний екземпляр, що характеризується значеннями K ознак, деякою точкою в K -мірному просторі ознак, то задача індивідуального прогнозування з класифікацією на основі теорії розпізнавання образів буде полягати в розділенні цього K -мірного простору ознак за допомогою деякої $(K-1)$ -мірної поверхні на дві області, відповідні до класів K_1 і K_2 . Ця розділяюча поверхня в загальному випадку задається рівнянням $g(x_1, x_2, \dots, x_k) = \text{const}$. Функція $g(x_1, x_2, \dots, x_k)$ називається дискримінантною. Для розпізнавання класу будь-якого екземпляра достатньо за вимірними значеннями його ознак визначити, в якій області K -мірного простору знаходиться точка, координати котрої задаються цими значеннями.

У даному розділі наведена методика вирішення задачі класифікації для випадка, коли поверхнею, що поділяє простір на дві області, є гіперплощина.

Початковими даними для індивідуального прогнозування є:

- масив даних навчаючого експерименту (для кожного екземпляра навчаючої вибірки відомі значення ознак і фактичний клас);
- значення ознак екземплярів, що не входять до навчаючої вибірки.

Опис алгоритму вирішення даної задачі наведений нижче [48,68].

1. За даними навчаючого експерименту знайти оцінки умовних математичних очікувань і дисперсії кожної ознаки за умовою, що екземпляр належить до класу K_1 : $M^*[\tilde{x}_i/K_1]$ і $D^*[\tilde{x}_i/K_1]$.

2. Розрахувати оцінки умовних математичних очікувань і дисперсії кожної ознаки за умовою, що екземпляр належить до

класа K_2 : $M^*[\tilde{x}_i/K_2]$ і $D^*[\tilde{x}_i/K_2]$.

3. Визначити значення коефіцієнтів парної кореляції між ознаками за умовою, що екземпляр належить, відповідно, до класу K_1 або K_2 : $r^*[x_i, x_1/K_1]$ і $r^*[x_i, x_1/K_2]$ ($i, 1=\overline{1, K}$) ($i \neq 1$).

4. Зробити статистичну оцінку значимості коефіцієнтів парної кореляції, здобутих у п.3. Ознаки, для яких коефіцієнти кореляції визнаються статистично незначущими, вважати некорельованими між собою.

5. Знайти оцінки умовних математичних очікувань дискримінантної функції при умові, що екземпляр належить до класу K_1 або K_2 : $M^*[G/K_1]$ і $M^*[G/K_2]$. При розрахунку умовних математичних очікувань використовувати теореми про математичне очікування.

6. Розрахувати оцінки умовних дисперсій дискримінантної функції за умови, що екземпляр належить до класу K_1 або K_2 : $D^*[G/K_1]$ і $D^*[G/K_2]$. При розрахунку умовних дисперсій використовувати теореми про дисперсію.

7. Підставити у вираз для критерію оптимізації, що визначає найліпший “нахил” розділяючої гіперплощини в просторі ознак, оцінки умовних математичних очікувань і дисперсій дискримінантної функції (див. п.п. 5, 6). Знайти часткові похідні критерію оптимізації за коефіцієнтами дискримінантної функції та дорівняти їх до нуля. Вирішити отриману систему K алгебраїчних рівнянь з K невідомими коефіцієнтами та визначити оптимальні оцінки коефіцієнтів дискримінантної функції.

8. Знайдені на попередньому етапі оцінки коефіцієнтів дискримінантної функції визначають оптимальний нахил гіперплощини в просторі ознак. Далі необхідно знайти порогове значення Pg для дискримінантної функції, яке задає найкраще положення розділяючої гіперплощини. Очевидно, повинна виконуватись одна з двох умов: $M^*[G/K_1] > Pg > M^*[G/K_2]$ або $M^*[G/K_1] < Pg < M^*[G/K_2]$. При зміні порога будуть змінюватись ймовірності помилкових рішень. Оптимальна величина порога може бути знайдена шляхом послідовних прорахувань ймовірності помилкових рішень за даними навчаючого експерименту для різних Pg і вибором такого з них, при якому ймовірність помилкових рішень мінімальна. Опис процедури знаходження оптимальної величини порога наведений

нижче в п.п. 9, 10, 11, 12.

9. Для кожного j -го екземпляра навчаючої вибірки обчислити дискримінантну функцію $G^{(j)} = g(x_1^{(j)}, x_2^{(j)}, \dots, x_k^{(j)})$.

10. Оскільки задача визначення оптимальної величини порога є типовою задачею оптимізації (функцією, що підлягає мінімізації, є ймовірність помилкових рішень), використовувати для її вирішення один з методів одномірного пошуку оптимума [51,93].

11. Для обраних відповідно до заданої стратегії пошуку (див. п. 10) значень порога Pg і розрахованих значень дискримінантної функції (див. п. 9) визначити прогнозований клас екземплярів навчаючої вибірки. Якщо має місце нерівність $M^*[G/K_1] > M^*[G/K_2]$ і при цьому $G^{(j)} \geq Pg$, то приймається рішення про віднесення j -го екземпляра до класу K_1 , якщо $G^{(j)} < Pg$, приймається рішення про віднесення його до класу K_2 . Якщо $M^*[G/K_1] < M^*[G/K_2]$, умови, за якими приймаються рішення про віднесення екземплярів до того чи іншого класу, змінюються на протилежні.

12. Порівнюючи для екземплярів навчаючої вибірки прогнозовані і фактичні класи, оцінити ймовірності помилкових рішень для заданих значень порога. Визначити оптимальну величину порога.

13. Зменшення ймовірності помилкових рішень при класифікації може бути досягнуто шляхом відбору більш інформативних ознак. Використовувати для цієї мети один з алгоритмів вибору інформативних ознак.

14. Для здобутого оптимального набору інформативних ознак перерахувати оцінки умовних математичних очікувань і дисперсій дискримінантної функції (п.п. 5, 6), оптимальні оцінки коефіцієнтів дискримінантної функції (п. 7) і оптимальну величину порога (п.п. 9, 10, 11, 12).

15. Оцінити ймовірність помилкових рішень для знайденого оператора прогнозування.

16. Оцінити клас екземплярів, що не входять до навчаючої вибірки.

У тих випадках, коли класи мають взаємопроникнення, тобто є важко роздільними, більш ефективним, ніж метод дискримінантних функцій, є метод потенційних функцій. Порівняно легко ре-

алізувати можливості нелінійного перетворення простору ознак, закладені в методі потенційних функцій, роблять його більш гнучким у зрівнянні з іншими методами і дозволяють у більшості випадків досягнути задовільних результатів.

Початковими даними для класифікації є:

- масив даних навчаючого експерименту (для кожного екземпляра навчаючої вибірки відомі значення ознак і фактичний клас);
- значення ознак екземплярів, що не входять до навчаючої вибірки;
- порогове значення сумарного потенціалу;
- коефіцієнти, що визначають міру нелінійного перетворення простору ознак;
- вагові множники, що характеризують порівняльний вплив інформативних ознак.

Схема алгоритму методу потенційних функцій наведена нижче [48,68].

1. За даними навчаючої вибірки обчислити оцінки математичного очікування та дисперсії кожної ознаки.
2. Визначити нормовані значення ознак.
3. Розрахувати узагальнену відстань для j -го і 1-го екземплярів ($j, 1=1, n$), ($j \neq 1$), де n - кількість екземплярів навчаючої вибірки.
4. Знайти потенціал кожного j -го екземпляра, "наведений" на нього кожним 1-им екземпляром.
5. Обчислити сумарний потенціал для кожного екземпляра, який належить до класу K_1 і до класу K_2 .
6. Для заданих значень порога, аналізуючи значення сумарних потенціалів, прийняти рішення про віднесення кожного з екземплярів навчаючої вибірки до того чи іншого класу.
7. Для кількісної оцінки результатів навчання для заданих значень порога обчислити кількість рішень $n(\text{ріш. } K_1)$, $n(\text{ріш. } K_2)$, $n(K_2/\text{ріш. } K_1)$, $n(K_1/\text{ріш. } K_2)$ та ймовірності $P(\text{ріш. } K_1)$, $P(\text{ріш. } K_2)$, $P(K_2/\text{ріш. } K_1)$, $P(K_1/\text{ріш. } K_2)$, $P_{\text{пом}}$.
8. За заданим критерієм, що характеризує ймовірність помилкових рішень (риск споживача, ризик виробника або $P_{\text{пом}}$), зробити вибір порога.
9. Оскільки обране в п. 8 значення порога є тільки кращим серед заданих, питання про знаходження його оптимального зна-

чення залишається відкритим.

Крім варіювання величини порога, оптимізація оператора прогнозування може бути досягнена підбором коефіцієнтів у виразі для потенціалів, що визначаються в п. 4, тобто шляхом зміни міри нелінійності перетворення простору ознак. Крім того, якість прогнозування можна підвищити введенням вагових множників $\mu_i (i = \overline{1, K})$; ($\sum \mu_i = 1$), (де K - кількість ознак) у виразі для узагальненої відстані (див. п. 3). Значення вагових множників добираються так, щоб підкреслити вплив більш інформативних ознак.

Із сказаного вище виходить, що задача визначення оптимального значення порога, оптимальних значень коефіцієнтів у виразі для потенціалів і оптимальних вагових множників є задачею багатомірної оптимізації. Використовувати для її вирішення один з методів оптимізації [51,93].

10. Оцінити ймовірність помилкових рішень для знайденого в п. 9 оператора прогнозування.

11. Оцінити клас екземплярів, що не входять до навчаючої вибірки.

Описані вище методики індивідуального прогнозування з використанням дискримінантних і потенційних функцій були застосовані для прогнозування надійності елементів виробів електронної техніки (ВЕТ) [79,80]. При цьому при використуванні методу дискримінантних функцій, крім найпростішого алгоритму шматково-лінійної апроксимації, був використаний також алгоритм послідовних наближень. При використуванні цього алгоритму в процесі навчання послідовно розглядаються вироби навчаючої вибірки та виконується коректування вектора коефіцієнтів розділяючої гіперповерхні шляхом додавання або віднімання вектора точки, відносно якої була допущена помилка при прогнозуванні.

Зріст вимог до надійності ВЕТ викликає необхідність створення системи контролю, яка зменшує ймовірність надходження до споживача елементів ВЕТ зі зниженим у порівнянні з потрібним ресурсом. При прогнозуванні надійності методами теорії розпізнавання образів стан елемента ВЕТ розглядається як функція початкових значень його інформативних ознак. У цьому випадку задача розпізнавання образів зводиться до побудови де-

якої моделі, що дозволяє встановити залежність характеристик надійності від інформативних ознак і їх змінювань від різних факторів.

При прогнозуванні надійності необхідна наявність такого вирішального правила, при якому помилка класифікації потенційно ненадійних виробів (помилка другого роду) була би зведена до нуля при мінімальній помилці класифікації надійних виробів (помилка першого роду).

ВЕТ працює нормально при деякій динамічній рівновазі фізико-хімічних процесів. Наслідком порушення цієї рівноваги є відхилення параметрів ВЕТ від заданого рівня. Параметри, найбільш чутливі до порушення динамічної рівноваги, повинні володіти кращою інформативністю, інакше, інформативність означає, що параметр повинний найбільш повно відбивати процеси, що відбуваються у ВЕТ. В результаті аналізу були обрані 15 інформативних ознак ВЕТ. Об'єм навчаючої вибірки складав 40 виробів, об'єм контрольної вибірки - 12 виробів.

Результати оцінки ймовірностей помилок при прогнозуванні наведені в таблиці, де використані такі позначення: $\hat{P}_{12} = \frac{n_{12}}{n_1}$ - оцінка ймовірності віднесення надійного виробу до ненадійних (ймовірність помилки першого роду); $\hat{P}_{21} = \frac{n_{21}}{n_2}$ - оцінка ймовірності віднесення ненадійного виробу до надійних (ймовірність помилки другого роду); $\hat{P}_0 = \frac{n_0}{n_1 + n_2}$ - оцінка ймовірності відмови від прогнозування; n_{12} - кількість надійних виробів, віднесених при прогнозуванні до ненадійних; n_{21} - кількість ненадійних виробів, віднесених при прогнозуванні до надійних; n_0 - кількість відмов від прогнозування; n_1 і n_2 - відповідно, кількість надійних і ненадійних виробів у контрольній вибірці; n - об'єм контрольної вибірки.

Метод	n	n_1	n_2	n_{12}	n_{21}	n_0	\hat{P}_{12}	\hat{P}_{21}	\hat{P}_0
Потенційних функцій (a=1, b=2)	12	8	4	1	0	0	0,125	0	0
Потенційних функцій (a=3, b=2)	12	8	4	1	0	0	0,125	0	0
Потенційних функцій (a=3, b=4)	12	8	4	1	0	0	0,125	0	0
Шматково-лінійної апроксимації (найпростіший алгоритм)	12	8	4	0	1	0	0	0,25	0
Шматково-лінійної апроксимації (алгоритм послідовних наближень)	12	8	4	1	0	0	0,125	0	0

При рішенні задачі навчання розпізнаванню ненадійних виробів методом потенційних функцій були використані три сукупності коректуючих коефіцієнтів a і b , які визначають вигляд потенційної функції. Як видно з наведених у таблиці результатів оцінки якості прогнозування, при заданих значеннях інформативних ознак навчаючої і контрольної виборки значення коефіцієнтів a і b не впливають на величину ймовірностей помилок при прогнозуванні.

Найбільш високі значення ймовірностей помилок при прогнозуванні ($\hat{P}_{21}=0,25$; $\hat{P}_{12}=0$) отримані при використанні найпростішого алгоритму методу шматково-лінійної апроксимації.

Даний алгоритм доцільно застосовувати у випадку відсутності взаємних проникнень у розділюваних класів.

Отже, значення ймовірностей помилок при прогнозуванні, отримані при використуванні алгоритму послідовних наближень методу шматково-лінійної апроксимації та методу потенційних функцій, однакові ($\hat{P}_{12}=0,125$; $\hat{P}_{21}=0$). Однак алгоритм послідовних наближень на відміну від методу потенційних функцій дає можливість проведення кількох етапів навчання на одній сукупності початкових даних.

2.4 Визначення достатнього об'єму експериментальних даних

Питання про планування необхідного об'єму експериментальних даних виникає як при виборі об'єму навчаючої вибірки в системах розпізнавання, так і при побудові математичної моделі об'єкта дослідження з метою його оптимізації. В останньому випадку задача визначення необхідного об'єму експериментальних даних, як правило, трансформується в задачу по оцінці необхідного часу дослідження об'єкта (процесу), так як час дослідження визначає об'єм вимірювань для вхідних і вихідних змінних процесу. В роботі [46,58,59] обґрунтовується вибір часу дослідження однієї змінної, при цьому перехід до часу дослідження об'єкта або процесу в цілому не викликає ускладнень.

При рішенні поставленої задачі передбачається, що змінювання змінної, що вивчається, протягом часу є стаціонарний випадковий процес, а інтервали часу між сусідніми вимірюваннями змінної відомі та обрані на підставі врахування відповідних рекомендацій. Найбільш важливою з цих рекомендацій є виконання умови про незалежність сусідніх вимірювань, що передбачає розрахунок часів кореляції для змінних. Увесь діапазон змінювання змінної розбивається на інтервали, ширина котрих визначається розв'язуючою здатністю вимірювального приладу, який використовується.

Найбільший інтерес становлять інтервали, ймовірність попадання змінної до яких мінімальна (як правило, це крайні інтервали), тому час дослідження визначається, виходячи з допустимої ймовірності попадання змінної до крайніх інтервалів не менш заданої кількості разів. Так як кількість попадання змінної в представляючий інтерес для дослідника інтервал є дискретною випадковою величиною, обмеженою шуканим часом дослідження, то ймовірності попадання змінної до інтервалів не менш заданої кількості разів є накопиченими біноміальними або пуасоновськими ймовірностями.

Здобуті в роботі [54,63,65,73] рекомендації дозволяють для відомих законів розподілу змінних процесу, інтервалів часу між вимірюваннями, розв'язуючої здатності вимірювальних приладів оцінити необхідний час дослідження процесу або об'єкта.

2.5 Прогнозування виходу придатних приладів функціональної мікроелектроніки за статистичними параметрами технологічного процесу

2.5.1 Магнітні інтегральні схеми

При спробах прогнозування норм витрати основних матеріалів у виробництві інтегральних схем виникає необхідність самостійного вирішення двох задач. Перша з них полягає у визначенні норм витрати матеріалів на фізичну одиницю виробу (без врахування виходу придатних), друга - у виявленні величини виходу придатних групи інтегральних схем, що розглядаються, на планований період. Подальші розрахунки, пов'язані з визначенням норми витрат основних матеріалів на одиницю придатного виробу, не становлять великої складності. У даному розділі розглядаються залежності, які зв'язують вихід придатних з конструктивними та технологічними параметрами одного з перспективних приладів функціональної мікроелектроніки - магнітних інтегральних схем. Отримані співвідношення можуть бути поширені як на інтегральні схеми реєстрового типу, так і (при справедливості прийнятих допущень) на інтегральні схеми інших типів, виконані з однотипних функціональних елементів. Нижче наведена коротка характеристика магнітних інтегральних середовищ.

Широке використання обчислювальної техніки диктує все більш жорсткі вимоги до характеристик запам'ятовуючих приладів (ЗП). Тому, незважаючи на створення і промисловий випуск різних типів приладів пам'яті, не слабшає інтерес до пошуку нових фізичних принципів зберігання та перероблення інформації.

Дуже перспективним є застосування принципів функціональної мікроелектроніки. Один з таких принципів - використання як носія інформації магнітних доменів [44,45,62,64]. Ця ідея, висловлена американським фізиком Е.Бобеком наприкінці 60-х років, виявилася дуже плідною.

Магнітні домени існують у тонких монокристалічних плівках феритів-гранатів, епітаксіально зрощених на немагнітних підкладах із гадоліній-галієвого гранату. Ці плівки володіють значною

магнітною анізотропією: вісь легкого намагнічування в них перпендикулярна до поверхні. В такому матеріалі можуть виникати мікроскопічні області в формі ізольованих кругових циліндрів, намагнічування яких протилежне до намагнічування оточуючої плівки. Ці області утворюють циліндричні магнітні домени (ЦМД).

Діаметр доменів залежить від величини зовнішнього магнітного поля H_{cm} , перпендикулярного до площини ферит-гранатової плівки- поля зміщення. При збільшенні H_{cm} діаметр домену зменшується і при деякому критичному його значенні домен стає нестійким і колапсує. Якщо H_{cm} зменшується, домен поширюється і, досягнувши так званого діаметра еліптичної нестійкості, втрачає циліндричну форму, перетворюючись до смугового домену. У відсутність зовнішнього поля зміщення в ферит-гранатових плівках існує лабіринтова смугова доменна структура. Таким чином, ЦМД стійкі тільки у визначеному інтервалі значень H_{cm} .

Циліндричні магнітні домени можна за необхідністю створювати і знищувати в будь-якому місці ферит-гранатової плівки, переміщати в необхідному напрямку через спеціальні канали просування та надійно детектувати. Тому кожний такий домен можна використовувати як носій біту інформації: наявність його в деякому місці ферит-гранатової плівки означає логічну одиницю, відсутність - логічний нуль.

Керування розташуванням ЦМД засновано на їх властивості переміщатись до області менших значень поля зміщення. Локальні градієнти H_{cm} збуджуються за допомогою пермалоевих аплікацій, створених на поверхні плівки спеціальними технологічними прийомами. Особливі електричні котушки генерують керуюче поле $H_{кер}$, вектор напруженості якого обертається в площині плівки. Це поле намагнічує пермалоеву аплікацію і на її краю виникає область з меншим значенням H_{cm} , яка служить магнітостатичною пасткою для ЦМД. При зміні напрямку вектора $H_{кер}$ магнітостатична пастка переміщується краєм пермалоевої аплікації та тягне за собою домен, який міститься в ній. Ряд послідовно розташованих пермалоевих аплікацій створює канал просування ЦМД, який використовується також як накопичувальний регістр.

Для генерації ЦМД засновують поєднану з однією з аплікацій дротяну петлю, при подачі імпульсу струму до якої виникає локальне магнітне поле, антипаралельне початковому полю $H_{см}$. Якщо це поле перевищує поле одновісної анізотропії, то виникає ЦМД, який потім за допомогою керуючого поля можна переміщати ланцюжком пермалоевих аплікацій.

Біт інформації, який несе ЦМД, зчитують за допомогою магніторезистивного датчика. Таким датчиком може бути пермалоева смужка, розташована біля каналу просування ЦМД. При проходженні циліндричного домену поблизу смуги змінюється напрям її намагнічування, що приводить до зміни електричного опору датчика. Завдяки цьому неважко здобути стійкий електричний імпульс зчитування амплітудою декількох мікрвольт.

Перші промислові модулі пам'яті на ЦМД (їх називають магнітними інтегральними схемами (МІС)) з'явилися в середині 70-х років. Площа ферит-гранатової плівки в цих схемах складала $\sim 1 \text{ см}^2$, а їх ємкість - 64...92 Кбіт. Тепер промисловість ряду країн випускає МІС на ЦМД з щільністю розміщення інформації 1...16 Мбіт/см². Здобуті експериментальні зразки МІС ємкістю 64 Мбіт.

Модулі пам'яті на ЦМД володіють рядом цінних властивостей. Вони малогабаритні (наприклад, МІС ємкістю 1...4 Мбіт у корпусі важить 30...40 г і має розміри 36x34x12 мм³), середній час вибірки інформації з них не перевищує 10...30 мс, необхідна для їх праці потужність порівняно мала - 0,6...1,1 Вт, до того ж вони зберігають інформацію при відключенні живлення.

Одна з головних переваг ЗП на ЦМД перед іншими типами пам'яті - висока надійність. Це обумовлено, в першу чергу, властивостями застосованих магнітних матеріалів, які дозволяють необмежено довго зберігати інформацію, тобто при відключенні живлення в них не виявляються процеси старіння, вони малочутливі до зовнішніх механічних, температурних і радіаційних діянь. Крім того, в подібних приладах пам'яті відсутні частини, що рухаються і, виходить, немає неминуче зв'язаного з рухом зносу, а також необхідності в прецизійних механічних вузлах. Тому ЗП на ЦМД особливо ефективні при праці в тяжких умовах. Час безперервної роботи без перебоїв таких ЗП досягає 200 тис.г., тоді як у дискових ЗП час коливається в межах 1...10 тис.г., а у напівпровідникових - 40...60 тис.г.

Завдяки своїм достоїнствам ЗП на ЦМД широко використовуються як зовнішня пам'ять персональних комп'ютерів, міні- і мікроЕОМ, у системах з числовим програмним керуванням, робототехніці та техніці зв'язку, в аерокосмічній техніці.

У приладах пам'яті, що серійно випускаються ємкістю 1...4 Мбіт як носій інформації використовуються циліндричні домени діаметром 1,2...1,9 мкм. Мінімальний діаметр ЦМД в ферит-гранатових плівках - $\sim 0,3$ мкм.

Для запобігання небажаної магнітостатичної взаємодії сусідніх доменів відстань між ними в МІС повинна бути не менше $4d$, тому найменший розмір елементарного осередка в МІС на ЦМД складає $16d^2$. Отже, найбільша щільність розміщення інформації в таких МІС ~ 64 Мбіт/см².

Технологія виготовлення МІС на ЦМД забезпечує існування рухомої і контрольованої мікроструктури доменних меж в ферит-гранатових плівках. Можливості цієї технології відкривають і перспективи створення нового типу ЗП, носіями інформації в яких будуть мікроутворення всередині доменної межі - так звані вертикальні блоховські лінії (ВБЛ). Ідею використання як носіїв інформації не циліндричних магнітних доменів, а набагато дрібніших об'єктів - ВБЛ, існуючих на їх межі, висловив японський фізик С.Коніши. Принципова можливість побудови пам'яті на ВБЛ була продемонстрована в 1983 р.

Оскільки розмір ВБЛ, як і мінімальна відстань між сусідніми блоховськими лініями, приблизно в 10 разів менше діаметра ЦМД, з'являється реальна можливість майже в 100 разів підвищити ємкість МІС на ВБЛ у порівнянні з МІС на ЦМД при використанні тих самих технологічних заходів.

За сучасними прогнозами, використовуючи в МІС на ВБЛ плівки ферит-гранатів з ЦМД діаметром 5, 1 і 0,5 мкм, на кристалі площею 1 см² можна досягти інформаційної ємкості відповідно 16 Мбіт, 400 Мбіт і 1,6 Гбіт при тривалості вибірки 10,50 і 100 мс. Запам'ятовуючий прилад з декількох таких МІС зможе успішно конкурувати з будь-якими іншими типами магнітної пам'яті, у тому числі з ЗП на магнітних дисках з перпендикулярним записом, не тільки за ємкістю, швидкодією та надійністю, але і за вартістю зберігання біту інформації.

2.5.2 Розрахунок ймовірності придатності накопичувальних регістрів

Довільний доступ до окремих ЦМД або ВБЛ для запису або зчитування інформації практично здійснити важко, тому в МІС використовується переміщення доменів відносно приладів, з використанням яких здійснюється запис і зчитування інформації, що реалізується в структурі накопичувального регістра. Накопичувальний регістр являє собою канал просування ЦМД, утворений рядом послідовно розташованих аплікацій. Для виконання зчитування без руйнування інформації, що зберігається, накопичувальні регістри робляться замкнутими.

Інформаційна ємкість накопичувального регістра, що відповідає найбільшій кількості одиниць інформації, яку може зберігати регістр, визначається кількістю розрядів регістра. Один розряд регістра відповідає елементарному осередку пам'яті МІС.

Ймовірність придатності накопичувального регістра залежить, в першу чергу, від інформаційної ємкості регістра (кількості його розрядів) L , щільності розміщення інформації n_u і щільності дефектів n_g . Щільність дефектів характеризує якість технологічного процесу та показує, яка кількість дефектів припадає на одиницю площі кристала.

Для виходу з ладу накопичувального регістра достатньо, щоб у будь-якому з його розрядів (тобто в будь-якому елементарному осередку пам'яті) виявився дефект.

Визначимо ймовірність того, що один з розрядів регістра виявиться дефектним. До виходу з ладу розряду накопичувального регістра доводять не всі дефекти, а тільки ті, які потрапили до активної області розряду. Термін “активна область” розряду регістра визначається як площа одного розряду, на якій негативно відбивається наявність дефектів. Ця “активна площа” буде фізичною площею S_B , що займає один елементарний осередок пам'яті, помноженою на коефіцієнт заповнення $k(k \leq 1)$.

Припустимо, що на кристалі площею S знаходиться один точковий дефект, тоді ймовірність попадання цього дефекту на активну площу розряду регістра, тобто ймовірність того, що даний елементарний осередок пам'яті буде непридатним,

$$Q_B = \frac{S_B k}{S}. \quad (2.5.1)$$

У цьому випадку ймовірність придатності даного розряду регістра на підставі того, що $n_u = 1/S_B$, може бути записана таким чином:

$$P_B = 1 - \frac{k}{S n_u}. \quad (2.5.2)$$

При щільності дефектів n_g на кристалі площею S буде знаходитись $S n_g$ дефектів. Тоді ймовірність придатності одного розряду регістра при даній щільності дефектів і за умовою, що наявності кожного з дефектів є незалежними одна від одної подіями (відповідно до правила помноження ймовірностей для незалежних випадкових подій),

$$P_B = \left(1 - \frac{k}{S n_u}\right)^{S n_g}. \quad (2.5.3)$$

Якщо регістр має L розрядів, то ймовірність придатності регістра (регістр придатний, коли придатні всі його розряди) визначаємо, користуючись правилом помноження ймовірностей:

$$P_R = P_B^L = \left(1 - \frac{k}{S n_u}\right)^{S n_g L}. \quad (2.5.4)$$

2.5.3 Розрахунок виходу придатних кристалів

Кристал МІС звичайно містить ряд накопичувальних регістрів. Придатними є ті кристали, в яких придатні всі накопичувальні регістри, що знаходяться в них.

Для визначення виходу придатних кристалів необхідно знати, яку кількість N регістрів інформаційної ємності L можна виконати на кристалі площею S при щільності розміщення інформації n_u . Очевидно, ця кількість

$$N = \left\lfloor \frac{S n_u}{L} \right\rfloor, \quad (2.5.5)$$

де $\langle X \rangle$ - ціла частина змішаного дробу X .

Використовуючи значення N та ймовірності придатності реєстрів, розрахованих по (2.5.4), визначаємо ймовірність придатності кристалів (тобто вихід придатних):

$$P_C = P_R^N = \left(1 - \frac{k}{Sn_u}\right)^{Sn_g LN} \quad (2.5.6)$$

2.5.4 Розрахунок виходу придатних кристалів при технологічному резервуванні

Ефективний спосіб збільшення виходу придатних кристалів полягає в застосуванні технологічного резервування [61], яке дозволяє використовувати кристали з певною кількістю дефектних накопичувальних реєстрів. При технологічному резервуванні на кристалі заздалегідь проектується надлишкова кількість накопичувальних реєстрів і придатними вважаються ті кристали, в яких кількість дефектних реєстрів не перевищує кількості надлишкових. При подальшому використуванні кристалів дефектні реєстри виключаються.

Якщо N - загальна кількість реєстрів, а R - число резервних реєстрів, то для того, щоб кристал був придатним, повинні бути придатними $N-R$ реєстрів, а R реєстрів можуть бути дефектними.

Ймовірність придатності кристала (вихід придатних)

$$P_C = Q_{N0} + Q_{N1} + \dots + Q_{NI} + \dots + Q_{NR} = \sum_{I=0}^R Q_{NI} \quad (2.5.7)$$

де Q_{NI} - ймовірність того, що на кристалі, якій містить N накопичувальних реєстрів, буде I дефектних реєстрів.

Так як кількість дефектних реєстрів I - дискретна випадкова величина, то для визначення ймовірності Q_{NI} застосуємо біноміальний закон:

$$Q_{NI} = C_N^I Q_R^I P_R^{N-I} \quad (2.5.8)$$

де C_N^I - кількість комбінацій із N по I ; $Q_R = (1 - P_R)$ - ймовірність непридатності реєстра; P_R - ймовірність придатності накопичувального реєстра, знайдена за (2.5.4).

Кількість комбінацій

$$C_N^I = \frac{N!}{I!(N-I)!} \quad (2.5.9)$$

Нагадаємо, що факторіалом числа n (позначається $n!$) називається добуток $1*2*3...n=n!$ (факторіал $0!=1$).

На практиці при великих n користуються наближеною формулою Стирлінга [121]:

$$n! \approx n^n e^{-n} \sqrt{2\pi n} \quad (2.5.10)$$

або, якщо потрібна велика точність [3],

$$n! \approx n^n e^{-n} \sqrt{2\pi n} \left(1 + \frac{1}{12n}\right). \quad (2.5.11)$$

Остання формула робить помилку зневажливо малою навіть при малих значеннях n .

З врахуванням (2.5.8) вираз (2.5.7) приймає вигляд

$$P_C = \sum_{I=0}^R C_N^I Q_R^I P_R^{N-I}. \quad (2.5.12)$$

Для визначення ймовірності Q_{NI} того, що на кристалі, який містить N накопичувальних регістрів, буде I дефектних регістрів, може бути використаний закон Пуассона, який характеризує, як і біноміальний закон, розподіл дискретних випадкових величин. Розподіл Пуассона виходить як граничний випадок біноміального розподілу, коли ймовірність Q_R (в даному випадку ймовірність того, що накопичувальний регістр непридатний) прямує до нуля. На практиці закон Пуассона використовується, якщо $Q_R \leq 0,1$.

Для закону Пуассона

$$Q_{NI} = \frac{a^I}{I!} e^{-a}, \quad (2.5.13)$$

де $a=N Q_R$ - параметр закону Пуассона, що являє собою математичне очікування дискретної випадкової величини I (кількості дефектних накопичувальних регістрів).

Таким чином, при використанні розподілу Пуассона вихід придатних кристалів при технологічному резервуванні

$$P_C = \sum_{I=0}^R \frac{a^I}{I!} e^{-a}. \quad (2.5.14)$$

2.5.5 Розрахунок оптимального резерву

При використанні технологічного резервування необхідно вибрати прийнятне число резервних накопичувальних реєстрів R із загальної кількості N реєстрів, які можна виконати на кристалі площею S , що рівнозначно вибору числа $W=N-R$ робочих реєстрів. При цьому виникає суперечність: високий рівень резервування (R велике) підвищує вихід придатних кристалів, одночасно збільшуючи кількість додаткових реєстрів, що не використовуються. У зв'язку з цим виникає проблема вибору оптимального резерву $R_{opt}=N-W_{opt}$. За критерій для вибору економічно обгрунтованого резерву R_{opt} приймемо мінімум величини C_R , що визначає вартість одного накопичувального реєстра в виготовленому кристалі:

$$C_R = \frac{C_C}{WP_C}, \quad (2.5.15)$$

де C_C - повні витрати, пов'язані з виробництвом партії кристалів, віднесені до загальної кількості придатних і бракованих кристалів, або, інакше кажучи, повні витрати, пов'язані з виробництвом одного кристала; P_C - ймовірність виходу придатного кристала, яка залежить від кількості робочих реєстрів, тобто $P_C=f(W)$.

Використання резервних накопичувальних реєстрів дозволяє збільшити вихід придатних кристалів P_C . При цьому, природно, скорочується число W робочих реєстрів. Отже, функція C_R (2.5.15) буде мати мінімум при деякому значенні W_{opt} . Тоді задача вибору оптимальної кількості W_{opt} робочих реєстрів на кристалі зводиться до мінімізації (2.5.15). Вирішення цієї задачі- значення W_{opt} , яке максимізує знаменник (2.5.15), тобто функцію

$$F=WP_C. \quad (2.5.16)$$

Аналіз (2.5.16) показує, що оптимальною кількістю робочих реєстрів на кристалі буде таке мінімальне число W , яке задовольняє нерівності

$$F(W) \geq F(W+1). \quad (2.5.17)$$

Знайдене на підставі (2.5.17) рішення формулюється таким чином [49,61].

Оптимальною кількістю робочих реєстрів на кристалі є максимальне число W (при зміні W від $N-2$ до 1), що задовольняє нерівності

$$\frac{W + 1}{a} \leq S_W. \quad (2.5.18)$$

При використанні біноміального закону розподілу члени, які складають (2.5.18), дорівнюють:

$$a = \frac{P_R}{1 - P_R}; \quad (2.5.19)$$

$$S_W = \frac{(N - W)!}{W + 1} \sigma_W, \quad (2.5.20)$$

де

$$\sigma_W = \frac{1}{(N - W - 1)!} + \frac{a}{W + 2} \sigma_{W+1}. \quad (2.5.21)$$

При використанні розподілу Пуассона члени, що входять до нерівності (2.5.18), дорівнюють:

$$a = N(1 - P_R), \quad (2.5.22)$$

$$S_W = \frac{1}{W + 1} \sigma_W, \quad (2.5.23)$$

де

$$\sigma_W = 1 + \frac{a}{W + 2} \sigma_{W+1}. \quad (2.5.24)$$

Як при розподілі Пуассона, так і при біноміальному розподілі $\sigma_{N-1}=1$, а $W=N-2, N-3, \dots, N-1, \dots, 1$.

Відповідно,

$$R_{onm} = N - W_{onm}. \quad (2.5.25)$$

Розглянемо приклад визначення виразів (2.5.20) і (2.5.21), необхідних для знаходження оптимальної кількості робочих реєстрів W на кристалі при використанні біноміального закону

розподілу, для випадку, коли загальна кількість накопичувальних реєстрів $N=32$. Вирази (2.5.20) і (2.5.21) необхідно визначати для значень W , що змінюються від $N-2$ до 1 , в даному випадку від 30 до 1 .

А. $W=N-2=30$;

$$\sigma_{30} = \frac{1}{(32-30-1)!} + \frac{a}{30+2} \sigma_{30+1} = 1 + \frac{a}{32} \sigma_{31}$$

Враховуючи, що $\sigma_{31}=\sigma_{N-1}=1$, одержуємо $\sigma_{30} = 1 + \frac{a}{32}$;

$$S_{30} = \frac{(32-30)!}{30+1} \sigma_{30} = \frac{2!}{31} \left(1 + \frac{a}{32}\right);$$

Б. $W=N-3=29$;

$$\sigma_{29} = \frac{1}{(32-29-1)!} + \frac{a}{29+2} \sigma_{29+1} = \frac{1}{2!} + \frac{a}{31} \sigma_{30};$$

$$S_{29} = \frac{(32-29)!}{29+1} \sigma_{29} = \frac{3!}{30} \sigma_{29}.$$

Знайдені значення S_W підставляють у (2.5.18). Ліву і праву частини (2.5.18) необхідно визначати для того значення W , при якому нерівність буде виконуватись. Це значення W буде оптимальною кількістю робочих реєстрів.

2.5.6 Прогнозування виходу придатних кристалів при різних способах взаємозв'язку накопичувальних реєстрів

Вразливість інформації на кристалах до дефектів залежить не тільки від конструктивних і технологічних параметрів (S , L , K , n_w , n_g), але й від методу організації інформації в МІС пам'яті. Метод організації, в свою чергу, визначається способом взаємозв'язку накопичувальних реєстрів на кристалі. Розглянемо схильність кристалів до дефектів при деяких можливих методах організації інформації в МІС пам'яті: з реєстрами вводу/виводу (РВВ) інформації, внутрішнім дешифруванням (ВДШ), динамічним переупорядкуванням інформації (ДПІ).

При виборі методу організації інформації в МІС необхідно враховувати суперечливість вимог максимальної швидкодії ЗП у цілому та його вартості, яка визначається, зокрема, вартістю периферійних електронних схем. Ця суперечливість може бути розв'язана при об'єднанні ряду накопичувальних регістрів регістром вводу/виводу, який здійснює ввід і вивід інформації, як це відбувається в МІС пам'яті з РВВ [44]. Прилади запису і зчитування в МІС цього типу зв'язані безпосередньо з РВВ. Кількість розрядів L накопичувальних регістрів дорівнює числу слів, які зберігаються в МІС; кількість розрядів $L_{\text{вв}}$ РВВ дорівнює кількості накопичувальних регістрів N і визначається розрядністю слів. Інформаційна ємність МІС складає NL біт.

При зчитуванні інформації обране слово спочатку розташовується в позиціях накопичувальних регістрів, межуючих з РВВ, далі за один такт передається до останнього, після чого послідовно зчитується по розрядах. Інформація записується в зворотній послідовності.

Так як між всіма накопичувальними регістрами РВВ є інформаційний зв'язок, з'явлення дефектного розряду в будь-якому з регістрів робить непридатним увесь кристал. Функціонально прилягаюча область G (яка визначається як сукупність розрядів, які повинні бути придатними, щоб кристал або його частина виконали свою функцію) в МІС з РВВ дорівнює сумі довжин усіх регістрів:

$$G = LN + L_{\text{вв}} \approx LN \quad (2.5.26)$$

Оскільки РВВ збирає інформацію, яка надходить з накопичувальних регістрів, у чітко визначеному порядку, то використання резервних регістрів з метою збільшення виходу придатних пов'язано з певними труднощами.

Вихід придатних кристалів МІС з РВВ можна прогнозувати таким чином:

$$P_{C(PBB)} = P_B^{LN} = P_R^N, \quad (2.5.27)$$

де ймовірність придатності елементарного осередку пам'яті (одного розряду накопичувального регістра) P_B і ймовірність придатності P_R регістра з інформаційною ємністю L визначається, відповідно, за формулами (2.5.3) і (2.5.4).

Особливість приладів функціональної мікроелектроніки, використовуючих як носій інформації магнітні домени, - рівноцінна можливість виконання на їх основі як запам'ятовуючих, так і логічних функцій. Ця властивість дозволяє робити логічну обробку даних безпосередньо в МІС пам'яті, що сприяє зменшенню кількості периферійних схем і проміжних з'єднань, а також пересилок інформації і дозволяє здійснювати швидкий доступ до великих масивів інформації. Ця властивість реалізується в МІС пам'яті з ВДШ [18,103], на кристалах яких, крім накопичувальних регістрів, виконані дешифратори адреси, які здійснюють вибірку одного із накопичувальних регістрів при записі або зчитуванні інформації та складаються з регістрів з накладеними на них шинами керування.

В МІС пам'яті з ВДШ, на відміну від МІС з РВВ, між накопичувальними регістрами відсутній інформаційний зв'язок, що дозволяє вводити резервування. Функціонально прилягаюча область дорівнює сумі кількості розрядів усіх N регістрів дешифратора та одного накопичувального регістра:

$$G = N \log_2 N + L, \quad (2.5.28)$$

де $\log_2 N$ - кількість розрядів кожного з регістрів дешифратора, необхідна для адресації N накопичувальних регістрів.

Для того, щоб був придатним кристал МІС з ВДШ, повинні бути придатними усі N регістрів дешифратора та $N-R$ накопичувальних регістрів. Ймовірність придатності дешифратора

$$P_{ДШ} = P_B^{N \log_2 N}, \quad (2.5.29)$$

а ймовірність придатності частини кристала, відведеної під накопичувальні регістри при резервуванні,

$$P_{HP} = \sum_{I=0}^R Q_{NI}, \quad (2.5.30)$$

де Q_{NI} в залежності від величини Q_R розраховується за (2.5.8) або за (2.5.13).

Тоді вихід придатних кристалів МІС пам'яті з ВДШ

$$P_{C(ВДШ)} = P_{ДШ} P_{НР} = P_B^{N \log_2 N} \sum_{I=0}^R Q_{NI} \quad (2.5.31)$$

Розробник будь-якої системи обробки інформації бажав би мати ЗП великої ємкості та великої швидкодії. Однак ці вимоги суперечать одна одній. Підвищення ємкості ЗП, як правило, супроводжується збільшенням часу доступу до інформації. З цієї причини пам'ять сучасних ЕОМ має ієрархічну структуру. Вона складається з швидкодіючої оперативної пам'яті, ємкість якої відносно невелика, та зовнішньої пам'яті, яка має велику ємкість, але невисоку швидкодію. Перспективним при організації ієрархічної пам'яті є принцип віртуальної (тобто уявної) пам'яті. Цей принцип передбачає, що користувач має справу з віртуальною однорівневою пам'яттю, ємкість якої дорівнює сумарній ємкості ієрархічної пам'яті. Скорочення затримки обчислювального процесу (тобто збільшення швидкодії) при звертанні до віртуальної пам'яті досягається розміщенням інформації, яка інтенсивно використовується, переважно в швидкодіючій пам'яті, що реалізується за допомогою динамічного розподілу інформації. При використанні МІС пам'яті з ДПІ [42,43] динамічний розподіл інформації реалізується апаратними засобами. Кристали МІС пам'яті з ДПІ припускають використання резервування, тому вихід придатних цих кристалів

$$P_{C(ДПІ)} = \sum_{I=0}^R Q_{NI} \quad (2.5.32)$$

2.5.7 Визначення оптимального рівня інтеграції

Одна з першорядних задач при розробці приладів функціональної мікроелектроніки - зменшення їх вартості. Зменшення вартості очікується зі збільшенням рівня інтеграції на тій підставі, що більша кількість елементарних осередків пам'яті може оброблюватись як один вузол (продуктивність виготовлення при цьому зростає). Рівень інтеграції підвищується як при зменшенні розмірів осередків пам'яті (розрядів накопичувальних реєстрів), так і при збільшенні площі кристала.

Збільшення рівня інтеграції шляхом подальшої мініатюризації, можливості якої далеко ще не вичерпані, викликає ряд проблем, зокрема, складність забезпечення тепловідводу, створення необхідних виводів на мінімальних площах, зріст ролі дефектів. Тому поряд зі зменшенням розмірів осередків пам'яті для збільшення рівня інтеграції прагнуть до збільшення площі кристала.

Однак збільшення площі кристала S спричиняє збільшення кількості дефектів на ньому і, відповідно, зменшення виходу придатних кристалів. Тому доводиться йти на компроміс між виходом придатних і рівнем інтеграції.

За критерій для вибору економічно обгрунтованого рівня інтеграції (в даному випадку кількість N накопичувальних регістрів інформаційної ємності L аналогічно п.2.5.5) приймемо мінімум величини C_R , яка визначає вартість одного накопичувального регістра у виготовленому кристалі:

$$C_R = \frac{C_C}{NP_C}, \quad (2.5.33)$$

де C_C - усереднені витрати, пов'язані з виробництвом одного кристала. При вирішенні поставленої задачі припускається, що ці витрати не залежать від рівня інтеграції, тобто від кількості N регістрів.

Вихід придатних кристалів P_C в (2.5.33) визначається відповідно до раніше наведеної формули:

$$P_C = \left(1 - \frac{k}{Sn_u}\right)^{Sn_g LN}. \quad (2.5.34)$$

Задача вибору оптимальної кількості N_{opt} накопичувальних регістрів на кристалі зводиться до мінімізації (2.5.33). Вирішенням цієї задачі є значення N , максимізуюче знаменник $F(N)$ виразу (2.5.33), який з врахуванням (2.5.34) і залежності $S=Nl/n_u$ має вигляд

$$F(N) = N \left(1 - \frac{\alpha}{N}\right)^{\beta^2 N}, \quad (2.5.35)$$

де $\alpha=k/L$ і $\beta=(n_g/n_u)/L^2$ - постійні для даного технологічного процесу величини, які не залежать від N .

Приймаючи значення N неперервною величиною (справедливість цього припущення тим вище, чим вище рівень інтеграції) і визначаючи $dF(N)/dN$, здобуємо такий вираз для знаходження N_{opt} :

$$1 + 2\beta N^2 \ln\left(1 - \frac{\alpha}{N}\right) + \frac{\alpha\beta N}{1 - \alpha/N} = 0. \quad (2.5.36)$$

Користуючись наближеними формулами [34], перетворимо (2.5.36) до вигляду

$$1 - 2\alpha\beta N + \alpha\beta N(1 + \alpha/N) = 0. \quad (2.5.37)$$

Тоді оптимальною кількістю накопичувальних регістрів на одному кристалі буде найближче ціле значення N :

$$N = \frac{1}{\alpha\beta} + \alpha. \quad (2.5.38)$$

2.5.8 Розрахунок виходу придатних інтегральних схем

У всіх наведених розрахунках при прогнозуванні виходу придатних враховувалися дефекти, які з'являлися в процесі обробки кристала, і не враховувалися дефекти, які з'являлися на інших технологічних операціях, зокрема, на завершальних операціях збірки і герметизації. В той же час відмови, пов'язані з монтажем кристала в корпус, складають значну частину загального числа відмов [104-106]. Цьому вихід придатних інтегральних схем буде

$$P_{u.c.} = \prod_{i=1}^n P_i, \quad (2.5.39)$$

де P_i - вихід придатних на i -й технологічній операції.

2.5.9 Врахування нерівномірності розподілу дефектів при оцінці виходу придатних кристалів

Наведена методика прогнозування виходу придатних кристалів заснована на припущенні, що дефекти на пластині мають рівномірний розподіл, що не завжди відповідає результатам, які отримані при експериментальних дослідженнях. При існуючій

тенденції зростання рівня інтеграції врахування нерівномірності розподілу дефектів буде здобувати все більше значення.

Якщо при дослідженні встановлено, що щільність дефектів знаходиться у визначеному інтервалі і з відповідною ймовірністю приймає визначені значення в цьому інтервалі, тобто є випадковою величиною, то закон розподілу щільності дефектів $\varphi(n_g)$, параметри розподілу (математичне очікування $M\{n_g\}$ і дисперсія $\sigma^2\{n_g\}$) можуть бути оцінені за методикою, наведеною в [94,95].

У цьому випадку є можливість визначити закон розподілу ймовірності придатності кристалів $\varphi(P_c)$, а також оцінку математичного очікування $M\{P_c\}$, яка приймається за прогнозований вихід придатних кристалів P_c^* .

Подальше збільшення точності прогнозування виходу придатних кристалів може бути досягнуто, якщо відмовитись від припущення, що дефекти є точковими. Насправді площа дефектів-випадкова величина з відповідним законом розподілу.

2.5.10 Індивідуальне прогнозування стану інтегральних схем на основі інформативних параметрів

Індивідуальне прогнозування на основі інформативних параметрів [28,60,79,80,132], яке дозволяє передбачати надійність кожного конкретного виробу, є ефективним при оцінці і контролі надійності виробів. Перспективність цього методу зумовлена тим, що в теперішній час у зв'язку з високими показниками надійності ІС традиційні статистичні методи оцінки та контролю надійності на основі випробувань стають усе частіше неприйнятними через низьку вірогідність і значну тривалість їх здобування. Використання результатів прогнозування надійності дозволяє збільшити оперативність оцінки та контролю надійності, підвищити їх точність, скоротити об'єм випробувань.

Під індивідуальним прогнозуванням надійності на основі інформативних параметрів розуміється передбачення моменту настання відмови конкретного виробу при його випробуваннях або експлуатації в заданих умовах і режимах на основі вимірювань деяких електрофізичних параметрів цього виробу, які несуть інформацію про його надійність (так названих інформативних пара-

метрів), перед початком або протягом деякого початкового періоду випробувань або експлуатації.

При пошуку інформативних параметрів ІС слід мати на увазі, що такі ефективні методи, як вимірювання розподілу температури по поверхні кристала (ІК-мікроскопія), растрова електронна мікроскопія [28], голографічна інтерферометрія, які використовують при контролі якості елементів в процесі виробництва, не можна використовувати для виявлення потенційно ненадійних готових ІС, розташованих у корпусах.

Індивідуальне прогнозування надійності доцільно використовувати як при розробці ІС, так і в сферах виробництва та прикладення. Зокрема, в сфері виробництва ІС прогнозування надійності є ефективним для керування технологічними процесами, відбраковки потенційно ненадійних приладів на окремих технологічних операціях, відбору ІС підвищеної надійності, оцінки та контролю надійності. Аналіз причин випуску потенційно ненадійних приладів дозволяє оперативно впливати на процес виробництва, що суттєво підвищує його ефективність, так як з'являється можливість обгрунтованого керування якістю ІС, які випускаються, за рахунок введення зворотного зв'язку від прогнозування до виробництва.

Суть індивідуального прогнозування на основі інформативних параметрів полягає ось у чому. Нехай вироби, які характеризуються інформативними параметрами, в простішому випадку розбиті на класи A і B (надійних і ненадійних виробів). Необхідно за навчаючими вибірками u і h виробів, відповідно, класів A і B визначити, до якого з класів належить новий виріб, який не входить до цих вибірок. У k -мірному просторі інформативних параметрів X кожний виріб зображується деякою точкою, класи - множинами точок, відповідно, U і H , а навчаючі вибірки - підмножинами u і h цих множин. Задача визначення образу, до якого належить новий виріб, зображений точкою x_i , полягає в встановленні, до якої з множин U або H належить ця точка, якщо відомо, що точки підмножини $u \in U$, а $h \in H$. Для встановлення належності точки x_i до відповідного класу необхідно визначити розділяючу функцію $f(x)$ між підмножинами u і h . Відшукування невідомої функції $f(x)$ геометрично інтерпретується в просторі параметрів X

як побудова гіперповерхні, розділяючої множини U і H , які задані своїми підмножинами.

2.6 Застосування факторного аналізу для оцінки стану технології безперервної виплавки феросплавів

Технологія феросплавних руднотермічних процесів базується на майже віковому досвіді. При цьому через складність фізико-хімічних перетворювань цих процесів проблематично їх описання за допомогою детермінованих моделей. З насиченням вітчизняного ринку персональними комп'ютерами та відповідним підвищенням інтересів користувачів до програмних продуктів статистичного аналізу даних, широке розповсюдження для моделювання і оптимізації металургічних процесів здобув стохастичний підхід. Великий статистичний матеріал, оброблений рядом дослідників, виявив досить тісний взаємозв'язок параметрів технології феросплавів. Однак широкого практичного застосування для керування технологічними процесами стохастичний підхід не здобув. Як правило, в АСК ТП, які використовуються на заводах феросплавів, алгоритм керування функціонально розбитий на підтримку окремих робочих вузлів печі, таких, як подача і облік шихтових матеріалів, перепускання електродів, регулювання струмових навантажень.

Неефективність стохастичних моделей пояснюється, в основному, відсутністю достатньої наочності та структурованості отриманих залежностей. Для виявлення взаємозв'язку параметрів технології застосовується, головним чином, множинна регресія. (Як відомо, статистичні методи не виявляють причини, а роблять більш наочними експериментальні залежності). Рядом дослідників обробляється значний об'єм інформації. Одержані при цьому кореляційні матриці робили експериментальні залежності більш наочними, однак при великих порядках матриць ці залежності дуже непридатні для інтерпретації. (У цьому випадку уявляється, що всі змінні знаходяться в одній площині та зв'язок між ними визначається тільки оцінкою коефіцієнта кореляції.)

У роботі [74] зроблена спроба аналізу технології виробництва виплавки феросплавів за допомогою факторного аналізу (ФА). ФА в теперішній час починає інтенсивно використовуватись при до-

слідженні складних об'єктів і систем (у психології, біології, соціології). ФА знаходить застосування в економічних задачах, у яких наявність сильно корельованих параметрів приводить до неправильних результатів у регресійному аналізі.

При дослідженні складних об'єктів і процесів (у даному випадку процесу безперервної виплавки феросплавів) не завжди є можливість безпосередньо вимірювати величини, які обумовлюють властивості цих процесів (так звані фактори). Іноді не відомі навіть кількість і змістовний смисл факторів. У той же час для вимірювань можуть бути доступними інші величини, тим чи іншим способом залежні від цих факторів. При цьому, коли вплив невідомого фактора виявляється в декількох вимірюваних ознаках, ці ознаки можуть виявляти тісний зв'язок між собою (наприклад, корельованість), тому загальна кількість факторів може бути значно меншою, ніж кількість вимірюваних змінних. Для виявлення впливаючих на вимірювані змінні факторів доцільно використовувати факторний аналіз.

Першим етапом факторного аналізу є вибір нових ознак, які уявляють собою лінійні комбінації колишніх і "вбирають" до себе більшу частину загальної мінливості спостережених даних і тому передають більшу частину інформації, яка міститься в початкових спостереженнях.

У даній роботі факторний аналіз був застосований для оцінки праці феросплавної печі, що дозволило оцінити інтенсивність протікання процесів в шихтових шарах, які визначаються вертикальним перерізом шахти печі. Виділено два основних фактори як два основних стани шахтового матеріалу, який зазнає якісні перетворення в міру опускання його на низ і досягнення реакційної зони.

Результат роботи може становити інтерес при створюванні експертних систем, працюючих у режимі порадики плавильника печі.

3 ПУТІВНИК ПО СПИСКУ ЛІТЕРАТУРИ

1. Довідники з прикладної статистики
[156,148]

2. Стандартні підручники теорії ймовірностей і статистики
(строгий, аксіоматичний підхід)
[29,16,190,125]

3. Підручники з статистики, розраховані на прикладних фахівців
[13,154,39,156,180,7]

4. Ймовірні розподіли
[15,115,130,156,183]

5. Таблиці розподілів
[15,130,142,144,157,132]

6. Випадковий вибір
[118]

7. Непараметричні методи статистики
[186,150,184,26]

8. Комп'ютерні алгоритми статистики
[141,7,171,167,160,107,112,124]

9. Розвідувальний аналіз даних
[170]

10. Аналіз даних з пропусками
[131]

11. Регресійний аналіз
[40,36,24,187,27,132,151,160,166]

12. Дисперсійний аналіз

[40,108,39,185,27,132,159,166]

13. Планування експерименту
[39,185,108,27,37,123,132,159,166]

14. Таблиці сполученості
[6,177,114]

15. Міри зв'язку ознак
[117,150,173]

16. Аналіз тимчасових рядів
[11,14,17,38,116,156,139,151,160]

17. Багатомірні методи
[4,156,174,109]

18. Факторний аналіз
[7,174,182,160]

19. Дискримінантний аналіз
[7,174,160]

20. Кластерний аналіз
[109,156,174,160]

21. Багатомірне шкалювання
[126,156,160]

22. Методи керування якістю
[134,161,188,189,191,27,30,110,113,138,152,159,172,181,195-268]

23. Методи аналізу моделей авторегресії - ковзного середнього (ARIMA моделі)
[10,14,38,136]

24. Перевірка статистичних гіпотез
[1,7,27,94,.95,123,128,132,146,156]

25. Виділення істотних факторів
[27,53,84,94,159]

ЛИТЕРАТУРА

1. Айвазян С.А., Енюков И.С. Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика: Основы моделирования и первичная обработка данных. Справочное изд. - М.: Финансы и статистика, 1983. - 471 с.
2. Алгоритмы и программы восстановления зависимостей /Под ред. В.Н.Вапника. - М.: Наука, 1984. - 816 с.
3. Анго А. Математика для электро- и радиоинженеров. - М.: Наука, 1964. - 772 с.
4. Андерсен Т. Введение в многомерный статистический анализ. - М.: Физматгиз, 1963. - 500 с.
5. Аппак М.А. Автоматизированные рабочие места на базе микро-ЭВМ "Искра-226" - М.: Финансы и статистика, 1987. - 110 с.
6. Аптон Г. Анализ таблиц сопряженности. - М.: Финансы и статистика, 1982. - 144 с.
7. Афифи А., Эйзен С. Статистический анализ. Подход с использованием ЭВМ. - М.: Мир, 1982. - 488 с.
8. Балакришнан А. Теория фильтрации Кальмана. - М.: Мир, 1988. - 168 с.
9. Бард Й. Нелинейное оценивание параметров. - М.: Финансы и статистика, 1979. - 349 с.
10. Бендат Дж., Пирсол А. Прикладной анализ случайных данных. - М.: Мир, 1989. - 540 с.
11. Бендат Дж., Пирсол А. Применение корреляционного и спектрального анализа. - М.: Мир, 1979. - 311 с.
12. Бернулли Я. О законе больших чисел. Под общей ред. Ю.В.Прохорова. - М.: Наука, 1986. - 176 с.
13. Бикел П., Доксум К. Математическая статистика. - М.: Финансы и статистика, 1983. Вып. 1 - 280 с.; Вып. 2 - 254 с.
14. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление. - М.: Мир, 1974. Вып. 1 - 288 с.; Вып. 2 - 197 с.
15. Большев Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. - М.: Наука, 1983. - 416 с.
16. Боровков А.А. Теория вероятностей, 2-е изд., доп. - М.: Наука, 1986. - 431 с.
17. Бриллинджер Д. Временные ряды. - М.: Мир, 1980. - 536 с.

18. Васильева Н.П., Дубровин В.И. Магнитопленочные матрицы памяти с внутренним дешифрированием // Автоматика и телемеханика. -1976. - N 2. - С.167-174.
19. Векслер Л.С. Статистический анализ на персональном компьютере// МИР ПК, N 2, 1992, С.89-97.
20. Внуков Ю.Н., Дубровин В.И. Методики прогнозирования с использованием теории статистических оценок и статистической классификации // Высокие технологии в машиностроении: диагностика процессов и обеспечения качества: Материалы VI международного научно-технического семинара. - Харьков: ХГПУ, 1996. - С.26-27.
21. Внуков Ю.Н., Гамов Н.С., Дубровин В.И. Методика применения теории статистических оценок для управления качеством // Методологические проблемы качества обучения и обучения качеству: Материалы научно-методической конференции. - Харьков: ХАИ, 1996. - С.85.
22. Внуков Ю.Н., Гамов Н.С., Дубровин В.И. Подготовка специалистов по управлению качеством // Совершенствование процессов финишной обработки в машино- и приборостроении, экология и защита окружающей среды: Тезисы докладов международной научно-технической конференции. - Минск: БГПА, 1995. - С.22.
23. Внуков Ю.Н., Дубровин В.И., Дядя С.И. Проблемы и перспективы обучения специалистов методам управления качеством // Высокие технологии в машиностроении: моделирование, оптимизация, диагностика: Тезисы докладов международного научно-технического семинара. - Харьков: ХГПУ, 1994. - С.265-267.
24. Вучков И., Бояджиева Л., Солаков Е. Прикладной линейный регрессионный анализ. - М.: Финансы и статистика, 1987. - 239 с.
25. Вычислительная техника и обработка данных: Терминологический словарь фирмы IBM / Перевод с англ. Т.Тер-Микаэляна. - М.: Статистика, 1978. - 231 с.
26. Гаек Я., Шидак З. Теория ранговых критериев. - М.: Наука, 1971. - 376 с.
27. Глудкин О.П., Обичкин Ю.Г., Блохин В.Г. Статистические методы в технологии производства радиоэлектронной ап-

- паратуры. - М.: Энергия, 1977. - 296 с.
28. Глудкин О.П., Черняев В.Н. Технология испытания микроэлементов радиоэлектронной аппаратуры и интегральных микросхем. - М.: Энергия, 1980. - 360 с.
 29. Гнеденко Б.В. Курс теории вероятностей. - М.: Физматгиз, 1988. - 406 с.
 30. ГОСТ 23554.2-81. Система управления качеством продукции. Экспертные методы оценки качества промышленной продукции. Обработка значений экспертных оценок качества продукции. - М.: Изд. Стандартов, 1982. - 66 с.
 31. ГОСТ 7.1-84. Библиографическое описание документа. Общие требования и правила составления. - М.: Госстандарт, 1984. - 78 с.
 32. Готтсданкер Р. Основы психологического эксперимента. - М.: МГУ, 1982. - 463 с.
 33. Дайитбегов Д.М., Калмыкова О.В., Черепанов А.И. Программное обеспечение статистической обработки данных. - М.: Финансы и статистика, 1984. - 192 с.
 34. Двайт Г.Б. Таблицы интегралов и другие математические формулы. - М.: Наука, 1969. - 228 с.
 35. Де Бор К. Практическое руководство по сплайнам. - М.: Мир, 1985. - 304 с.
 36. Демиденко Е.З. Линейная и нелинейная регрессия. - М.: Финансы и статистика, 1981. - 302 с.
 37. Денисов В.И., Попов А.А. Пакет программ оптимального планирования эксперимента. - М.: Финансы и статистика, 1986. - 159 с.
 38. Дженкинс Г., Ваттс Д. Спектральный анализ и его приложения, - М.: Мир. Вып. 1, 1971. - 316 с.; Вып. 2, 1972. - 288 с.
 39. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. - М.: Мир. Т. 1, 1980, - 610 с., Т. 2, 1981, - 520 с.
 40. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ: В 2-х книгах, Кн. 1. - М.: Финансы и статистика, 1986. - 366 с., Кн. 2. - М.: Финансы и статистика, 1987. - 351 с.
 41. ДСТУ 3008-95. Документація. Звіти у сфері науки і техніки. Структура і правила оформлення. - К.: Держстандарт України, 1995.- 38 с.

42. Дубровин В.И. Аппаратная реализация алгоритма замещения НДИ в многоуровневой памяти // Тезисы докладов Московской научно-технической конференции, посвященной 80-летию со дня изобретения радио А.С.Поповым: Секция автоматики и вычислительной техники. - М.: Сов.радио, 1975. - С.33-34.
43. Дубровин В.И. Динамическое перераспределение информации в запоминающих устройствах с управляемым движением доменов // проблемы управления в технике, экономике и биологии. - М.: Наука, 1976. - С.150-156.
44. Дубровин В.И. Запоминающие устройства на регистрах сдвига с управляемым движением доменов в низкокоэрцитивных каналах // материалы республиканской научно-технической конференции по вычислительной технике. - Тбилиси: Мецниереба, 1974. - С.131-134.
45. Дубровин В.И. К вопросу определения выхода годных матриц памяти на плоских магнитных доменах // Тезисы докладов XXIV конференции молодых ученых Института проблем управления АН СССР. - М.: ИПУ АН СССР, 1978. - С.30.
46. Дубровин В.И. К обоснованию времени исследования производственного процесса // Измерение и контроль при автоматизации производственных процессов: Тезисы докладов Всесоюзной конференции, часть 1, - Барнаул: АлПИ, 1991. - С.50.
47. Дубровин В.И. К расчету коэффициентов полинома второго порядка при использовании РЦКП // Проблемы обеспечения высокой надежности микроэлектронной аппаратуры: Тезисы докладов Всесоюзной научно-технической конференции. - Запорожье: ПО Гамма, 1990. - С.189.
48. Дубровин В.И. Методические указания к выполнению лабораторных работ по дисциплине "Методы и алгоритмы принятия решений" для студентов специальности 7.080403 "Программное обеспечение вычислительной техники и автоматизированных систем". - Запорожье: ЗГТУ, 1996. - 24 с.
49. Дубровин В.И. Методические указания к курсовой работе по "Теоретическим основам конструирования, технологии и надежности РЭС" для студентов специальности "Конструирование и технология радиоэлектронных средств". - К.: ГП ППО Укрвузполиграф, 1989. - 52 с.

50. Дубровин В.И. Методические указания по дисциплине "Методы и алгоритмы принятия решений" для студентов заочной формы обучения специальности 7.080403 "Программное обеспечение вычислительной техники и автоматизированных систем". - Запорожье: ЗГТУ, 1996. - 26 с.
51. Дубровин В.И. Методические указания по дисциплине "Методы оптимизации" для студентов заочной формы обучения специальности 7.080403 "Программное обеспечение вычислительной техники и автоматизированных систем". - Запорожье: ЗГТУ, 1996. - 18 с.
52. Дубровин В.И. Методические указания по дисциплине "Обработка экспериментальных данных на ЭВМ" для студентов заочной формы обучения специальности 7.080403 "Программное обеспечение вычислительной техники и автоматизированных систем". - Запорожье: ЗГТУ, 1996. - 29 с.
53. Дубровин В.И. Методические указания по курсу "Теоретические основы конструирования, технологии и надежности РЭА". - Киев: Межвузовское полиграфическое предприятие, 1986. - 24 с.
54. Дубровин В.И. Минимизация объема экспериментальных данных при управлении качеством // Моделирование и контроль в задачах обеспечения надежности радиоэлектронных устройств: Материалы международного научно-технического семинара. - Шяуляй, 1992. - С.44.
55. Дубровин В.И. Моделирование электромеханических узлов БАМЗ с использованием процедуры пошаговой регрессии // Методы и средства повышения надежности приборов, устройств и систем: Тезисы докладов международной научно-технической конференции, часть 1, - Пенза: ПДНТП, 1993. - С.48-50.
56. Дубровин В.И. Об использовании констант ротатабельного центрального композиционного планирования // Методы оценки и повышения надежности РЭС: Тезисы докладов Российской научно-технической конференции. - Пенза: ПДЭНТП, 1991. - С.44-45.
57. Дубровин В.И. Навчання методам управління якістю: чиє це завдання?// Проблеми освіти: Науково-методичний збірник. - К.: ІЗМН, 1998, вип.12. - С. 81-85.

58. Дубровин В.И. Определение необходимого объема экспериментальных данных для моделирования технологического процесса // Комплексная механизация и автоматизация производства: Тезисы докладов семинара. - Пенза: ПДЭНТЗ, 1991. - С.16-17.
59. Дубровин В.И. Оценка объема выборки при построении регрессионных моделей // Системный анализ и принятие решений в задачах автоматизированного обеспечения качества и надежности изделий приборостроения и радиоэлектроники: Тезисы докладов Российской научно-технической конференции. - Махачкала: ПО Азимут, 1991. - С.78.
60. Дубровин В.И. О решении задачи обучения распознаванию образов методами потенциальных и дискриминантных функций // Методы прогнозирования надежности проектируемых РЭА и ЭВА. - Пенза.: ПДНТП, 1988. - С.47-48.
61. Дубровин В.И. О технологическом резервировании в микросхемах повышенной степени интеграции // Проблемы гибридной вычислительной техники. - К.: Наук. думка, 1979. - С.130-133.
62. Дубровин В.И. Параметры регистров сдвига на плоских магнитных доменах // Актуальные вопросы теории и практики управления. - М.: Наука, 1977. - С.173-176.
63. Дубровин В.И. Планирование количества измерений при статистическом описании объектов исследования // Методы и средства оценки и повышения надежности приборов, устройств и систем: Тезисы докладов международной научно-технической конференции. - Пенза, ПДЭНТЗ, 1992. - С.79.
64. Дубровин В.И. Подвижность доменных верхушек в низкокоэрцитивных каналах // Материалы республиканской научно-технической конференции по вопросам разработки ВТ и АСУ и внедрения в народное хозяйство. - Тбилиси. Мецниереба, 1975. - С.31-35.
65. Дубровин В.И. Практические рекомендации по оценке времени исследования технологических процессов в машиностроении // Микроэлектроника в машиностроении: Тезисы докладов научно-технической конференции. - Ульяновск, 1992.- С.42.
66. Дубровин В.И. Применение регрессионных моделей с пост-

- янной ошибкой оценивания для оптимизации технологических процессов в микроэлектронике // Микроэлектроника в машиностроении: Тезисы докладов научно-технической конференции. - Ульяновск, 1992.-С.41.
67. Дубровин В.И. Приведение задачи минимизации коэффициента детонации ЛМП к задаче линейного программирования // Сучасні проблеми автоматизованої розробки і виробництва радіоелектронних засобів та підготовки інженерних кадрів: Матеріали міжнародної науково-технічної конференції, присвяченої 150-річчю Державного університету "Львівська політехніка", 1 частина - Львів: Держ. ун-т "Львівська політехніка", 1994. - С.44-46.
68. Дубровін В.І. Прогнозування процесів і забезпечення якості. Методичні вказівки до лабораторних робіт з дисципліни "Методи і алгоритми прийняття рішень" для студентів спеціальності 7.080403 "Програмне забезпечення обчислювальної техніки та автоматизованих систем". - Запоріжжя: ЗДТУ, 1996. - 44 с.
69. Дубровин В.И. Проект программы курса "Методы управления качеством" // Современные проблемы подготовки инженерных кадров: Тезисы докладов научно-методической конференции. - Запорожье: ЗМИ, 1993. - С.47.
70. Дубровін В.І. Про курс "Методи управління якістю" (обґрунтування і зміст) // Проблеми вищої школи: Науково-методичний збірник. К.: Вища школа, 1994, вип. 81. - С.85-87.
71. Дубровин В.И. Управление качеством и инженерное образование. // Сучасні проблеми автоматизованої розробки і виробництва радіоелектронних засобів та підготовки інженерних кадрів: Матеріали міжнародної науково-технічної конференції, присвяченої 150-річчю Державного університету "Львівська політехніка", 2 частина - Львів: Держ. ун-т "Львівська політехніка", 1994. - С.127-129.
72. Дубровин В.И. Управление качеством: проблемы обучения. // Машинное моделирование и обеспечение надежности электронных устройств: Тезисы докладов научно-технической конференции. - Бердянск, 1993. - С.14.
73. Дубровин В.И. Формирование выборки в задачах моделирования технических систем // Контроль и управление в техни-

- ческих системах: Тезисы докладов научно-технической конференции стран СНГ. - Винница: ВПИ, 1992. - С.61.
74. Дубровин В.И., Емчицкий В.Т., Лунев В.В., Лебедь В.И. Применение факторного анализа для оценки состояния технологии непрерывной выплавки черных металлов и ферросплавов // Пути повышения качества и экономичности литейных процессов. - Одесса: Совпин, 1996. - С.57- 58.
75. Дубровин В.И., Зонов А.В. Оптимизация технологического процесса изготовления установочной радиокерамики // Теория и практика конструирования и обеспечения надежности и качества электронной аппаратуры и приборов: Тезисы докладов Всесоюзной научно-технической конференции М.: Радио и связь, 1984. - С.72-73.
76. Дубровин В.И., Зонов А.В., Харитонов Ф.Я. Оптимизация состава стеатитового материала // Стекло и керамика. - 1984. N 8. - С.23.
77. Дубровин В.И., Зонов А.В., Харитонов Ф.Я. Планирование эксперимента при разработке новых стеатитовых материалов // Научно-технический прогресс в разработке и применении новых керамических материалов и изделий для электротехники, в механизации и автоматизации технологических процессов и оборудования: Тезисы докладов Всесоюзного научно-технического совещания "Керамика - 86". - М.: Информэлектро, 1986. - С.1-2.
78. Дубровин В.И., Калдарий Г.Ф. Аппроксимация статических гистерезисных характеристик магнитных сердечников импульсных трансформаторов // Автоматизация проектирования радиоэлектронной аппаратуры на промышленных предприятиях: Тезисы докладов научно-технической конференции. - Запорожье: ЗМИ, 1977. - С.20.
79. Дубровин В.И., Корецкий Н.Х. Об одном подходе к прогнозированию надежности изделия // Электронное моделирование. - 1986. - N 6. - С.97-98.
80. Дубровин В.И., Корецкий Н.Х. Прогнозирование надежности РЭС на основе информативных параметров // Теория и практика обеспечения надежности и качества радиоэлектронных средств. - К.: УМК ВО, 1992. - С.90-95.
81. Дубровин В.И., Колесник А.П. Применение контрольных карт

- кумулятивных сумм для анализа отказов роботизированных систем // Контроль и управление в технических системах: Тезисы докладов научно-технической конференции стран СНГ. - Винница: ВПИ, 1992. - С.187.
82. Дубровин В.И., Корниенко С.К., Коновальчук А.С. Повышение качества проектирования печатного монтажа на основе использования теории распознавания образов // Автоматизированные системы обеспечения надежности радиоэлектронной аппаратуры: Тезисы докладов Всесоюзной научно-технической конференции. - Львов: КМС НИО, 1990. - С.20.
83. Дубровин В.И., Корниенко С.К., Лебедь В.И. Применение процедуры пошаговой регрессии при исследовании недостаточно изученных процессов // Методологические проблемы качества обучения и обучения качеству: Материалы научно-методической конференции. - Харьков: ХАИ, 1996. - С.86.
84. Дубровин В.И., Корниенко С.К., Пономарчук В.И., Полянский О.В. Отбор существенных факторов при моделировании технологических процессов // Машинное моделирование и обеспечение надежности электронных устройств: Тезисы докладов научно-технической конференции. - Бердянск, 1993. - С.22.
85. Дубровин В.И., Корниенко С.К. Решающие правила при прогнозировании надежности методами теории распознавания образов// Комп'ютерні технології в організації та проведенні навчального процесу в технічному вузі: Тези доповідей науково-методичної конференції. - К.: Віпол, 1995. - С.49-50.
86. Дубровин В.И., Корниенко С.К., Рысиков В.П. Экспертная система диагностики телевизионной аппаратуры. // Машинное моделирование и обеспечение надежности электронных устройств: Тезисы докладов научно-технической конференции. - Бердянск, 1993. - С.12.
87. Дубровин В.И., Корниенко С.К., Скачко Л.П. Обработка данных. Англо-русско-украинский словарь терминов. - Запорожье: ЗГТУ, 1996. - 82 с.
88. Дубровин В.И., Корниенко С.К., Щербина Ю.В. Определение оптимальных режимов технологического процесса создания межсоединений в микросхемах // Проблемы обеспечения высокой надежности микроэлектронной аппаратуры: Тезисы докладов Всесоюзной научно-технической конференции. - Запо-

- рожье: ПО Гамма, 1990. - С.27.
89. Дубровин В.И., Кузьменко А.Ю., Лютый А.В., Пономарчук В.И., Сидоренко В.П. Эффективность применения процедуры пошаговой регрессии для моделирования технологических процессов // Опыт разработки и применения приборно-технологических САПР в микроэлектронике: Тезисы докладов научно-технической конференции. - Львов: ПО "Полярон", 1993. - С.23.
 90. Дубровин В.И., Лютый А.В., Пономарчук В.И. Моделирование и оптимизация лентопротяжных механизмов (анализ возмущающих факторов и постановка задачи) // Досвід розробки та застосування приладотехнологічних САПР мікроелектроніки: Тези доповідей 3-ої науково-технічної конференції, частина 2, - Львів: ВО "Полярон", 1995. - С.148-149.
 91. Дубровин В.И., Лютый А.В., Пономарчук В.И. Решение задачи минимизации коэффициента детонации ЛПМ с использованием регрессионных моделей // Проблемы и перспективы международного сотрудничества в системе высшего образования и науки: Материалы Международной научной конференции. - Владимир: ВлГТУ, 1996. - С.105-109.
 92. Дубровин В.И., Милинчук С.Г. Исследование роботизированной линии с помощью контрольных карт // Совершенствование процессов финишной обработки в машино- и приборостроении, экология и защита окружающей среды: Тезисы докладов международной научно-технической конференции. - Минск: БГПА, 1995. -С.39.
 93. Дубровин В.И., Милинчук С.Г. Методические указания к выполнению лабораторных работ по дисциплине "Методы оптимизации" для студентов специальности 7.080403 "Программное обеспечение вычислительной техники и автоматизированных систем": В 2-х частях. - Запорожье: ЗГТУ, 1996. Часть 1 - 45 с., Часть 2 - 23 с.
 94. Дубровин В.И., Милинчук С.Г. Методические указания к выполнению лабораторных работ по дисциплине "Обработка экспериментальных данных на ЭВМ" для студентов специальности 7.080403 "Программное обеспечение вычислительной техники и автоматизированных систем": В 2-х частях. - Запорожье: ЗГТУ, 1996. Часть 1 - 85 с., Часть 2 - 23 с.

95. Дубровин В.И., Милинчук С.Г., Сулименко О.Б. Методические указания к лабораторным работам по курсу "Теоретические основы конструирования, технологии и надежности РЭА" для студентов заочной и вечерней форм обучения специальности "Конструирование и технология радиоэлектронных средств". - К.: ГП ППО Укрвузполиграф, 1988. - 84 с.
96. Дубровин В.И., Милинчук С.Г., Сулименко О.Б. Контрольные задания по курсу "Теоретические основы конструирования, технологии и надежности РЭС" для студентов специальности "Конструирование и технология радиоэлектронных средств". - К.: ГП ППО Укрполиграф, 1989. - 64 с.
97. Дубровин В.И., Петрищев А.А., Колосов В.И., Салимонова Н.П. Применение теории планирования эксперимента при проведении испытаний вольтметров СКН // Теория и проектирование электронных вольтметров и средств их поверки: Тезисы докладов первой секции республиканской научно-технической конференции "Применение микропроцессоров в народном хозяйстве". - Таллин: Бит, 1988. - С.50-51.
98. Дубровин В.И., Пономарчук В.И. Изучение "семи инструментов качества" студентами специальностей технологического профиля // Современные проблемы подготовки инженерных кадров: Тезисы докладов научно-методической конференции. - Запорожье: ЗМИ, 1993. - С.83.
99. Дубровин В.И., Пономарчук В.И. Исследование лентопротяжных механизмов с использованием регрессионных моделей // Измерительная и вычислительная техника в технологических процессах и конверсии производства: Тезисы докладов Второй научно-технической конференции. - Хмельницкий: Изд-во "Поділля", 1993. - С.93.
100. Дубровин В.И., Романова Л.Ю. Методические указания к практическим занятиям по дисциплине "Методы и алгоритмы принятия решений" для студентов специальности 7.080403 "Программное обеспечение вычислительной техники и автоматизированных систем". - Запорожье: ЗГТУ, 1996. - 29 с.
101. Дубровин В.И., Рысиков В.П. Анализ работы роботизированной линии с помощью карт долей дефектов для выборок меняющегося объема // Методы и средства повышения надежности приборов, устройств и систем: Тезисы докладов междуна-

- родной научно-технической конференции, часть 2, - Пенза: ПДНТП, 1993. - С.7-8.
102. Дубровин В.И., Степаненко А.А. Методические указания к практическим занятиям по дисциплине "Методы оптимизации" для студентов специальности 7.080403 "Программное обеспечение вычислительной техники и автоматизированных систем". - Запорожье: ЗГТУ, 1996. - 29 с.
 103. Дубровин В.И. Шафирин Ю.Н. Принципы построения запоминающих устройств с внутренним дешифрированием на тонких магнитных пленках с управляемым движением доменов // Сб.тр. ИПУ АН СССР. Вып.7 / Под ред. чл.-кор. АН СССР Я.З.Цыпкина. - М.: ИПУ, 1975. - С.73-80.
 104. Дубровин В.И., Щербина Ю.В. Моделирование процесса ультразвуковой сварки при производстве микросхем с использованием факторного эксперимента // Методы анализа в теоретической и прикладной электротехнике. - К.: Наук. думка, 1986. - С.108-116.
 105. Дубровин В.И., Щербина Ю.В. О повышении прочности микросварных контактных соединений // Сварка и пайка в производстве радиоэлектронной аппаратуры и приборов: Тезисы докладов семинара. - Пенза: ПДЭНТП, 1991. - С.31-32.
 106. Дубровин В.И., Щербина Ю.В. Математическое моделирование и оптимизация режима ультразвуковой микросварки соединений в микросхемах // Теория и практика обеспечения надежности и качества радиоэлектронных средств: Сборник научных трудов. - К.: УМК ВО, 1992. - С.95-103.
 107. Дьяконов В.П. Справочник по алгоритмам и программам на языке бейсик для персональных ЭВМ. - М.: Наука, 1987. - 240 с.
 108. Дэниел К. Применение статистики в промышленном эксперименте. - М.: Мир. 1976. - 299 с.
 109. Енюков И.С. Методы, алгоритмы, программы многомерного статистического анализа. - М.: Финансы и статистика, 1986.
 110. Заводян А.В., Королькевич В.А. Новая концепция качества и проектирование робастных систем // Стандарты и качество. - 1989. - N 11. - С.43-45.
 111. Завьялов Ю.С., Квасов Б.И., Мирошниченко В.Л. Методы сплайн функций. - М.: Наука, 1980. - 352 с.

112. Загоруйко Н.Г. и др. Пакет прикладных программ ОТЭКС (для анализа данных). - М.: Финансы и статистика, 1986 - 160 с.
113. Исикава К. Японские методы управления качеством: Пер. с англ. - М.: Экономика, 1988. - 215 с.
114. Кендэлл М., Стьюарт А. Статистические выводы и связи. - М.: Наука, 1973. - 899 с.
115. Кендэлл М., Стьюарт А. Теория распределений. - М.: Наука, 1966.
116. Кендэлл М. Временные ряды. - М.: Финансы и статистика, 1981. - 199 с.
117. Кендэлл М. Ранговые корреляции. - М.: Статистика. 1975. - 212 с.
118. Кокрен У. Методы выборочного исследования. - М.: Статистика, 1976. - 440 с.
119. Кокс Д.Р., Оукс Д. Анализ данных типа времени жизни. - М.: Финансы и статистика, 1988. - 192 с.
120. Колосов В.И., Петрищев А.А. Особенности построения автоматизированных генераторов импульсных измерительных сигналов // Метрологическое обеспечение ИИС и АСУ ТП: Тезисы докладов 2-й Всесоюзной конференции, часть 1 - Львов: ВНИИМИУС, 1988. - С.142-143.
121. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике для научных работников и инженеров. - М.: Наука, 1970. - 720 с.
122. Корнієнко С.К., Дубровін В.І., Либідь В.І., Петрищев О.О., Скачко Л.П. Методичні вказівки з дипломного проектування для студентів спеціальності 7.080403 "Програмне забезпечення обчислювальної техніки та автоматизованих систем". - Запоріжжя: ЗДТУ, 1996. - 16 с.
123. Кофанов Ю.Н. Теоретические основы конструирования, технологии и надежности радиоэлектронных средств. - М.: Радио и связь, 1991. - 360 с.
124. Кошечев В.А. Автоматизация статистического анализа данных: Пакеты прикладных программ. - М.: Наука, 1988. - 232 с.
125. Крамер Г. Математические методы статистики. - М.: Мир, 1975. - 648 с.
126. Крылов В.Ю. Геометрическое представление данных в психологических исследованиях. - М.: Наука, 1990. - 117 с.
127. Кулаичев А.П. Средства и программные системы анализа дан-

- ных // МИР ПК, N 10, 1994.
128. Леман Э. Проверка статистических гипотез. - М.: Наука, 1964. - 498 с.
 129. Леман Э. Теория точечного оценивания. - М.: Наука, 1991. - 488 с.
 130. Ликеш И., Ляга И. Основные таблицы математической статистики. - М.: Финансы и статистика, 1985. - 356 с.
 131. Литтл Р. Дж., Рубин Д. Б. Статистический анализ данных с пропусками. - М.: Финансы и статистика, 1991. - 336 с.
 132. Львович Я. Е., Фролов В. Н. Теоретические основы конструирования, технологии и надежности РЭА. - М.: Радио и связь, 1986. - 192 с.
 133. Макаров А. А. STADIA против STATGRAPHICS, или кто ваш "лоцман" в море статистических данных // МИР ПК, N 3, 1992. - С.58-66.
 134. Макино Т., Охаси М., Доке Х., Макино К., Контроль качества с помощью персональных компьютеров. - М.: Машиностроение, 1991.
 135. Мардиа К., Земроч П. Таблицы F-распределений. - М.: Наука, 1984. - 255 с.
 136. Марпл-мл. С. Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения. - М.: Мир. 1990. - 584 с.
 137. Математическая экономика на персональном компьютере: Пер. с яп. / Под ред. М. Кубониwa. - М.: Финансы и статистика, 1991. - 304 с.
 138. Мердок Дж. Контрольные карты. - М.: Финансы и статистика, 1986. - 151 с.
 139. Мескон М. Х., Альберт М., Хедоури Ф. Основы менеджмента. - М.: Дело, 1992. - 702 с.
 140. Мостеллер Ф., Тьюки Дж. Анализ данных и регрессия: В 2-х вып. Вып. 1. - М.: Финансы и статистика, 1982. - 317 с.
 141. Мэйндоналд Дж. Вычислительные алгоритмы в прикладной статистике. - М.: Финансы и статистика, 1988. - 350 с.
 142. Мюллер П., Нойман П., Шторм Р. Таблицы по математической статистике. - М.: Финансы и статистика, 1982. - 278 с.
 143. Налимов В. В., Голикова Т. И. Логические основания планирования эксперимента. - М.: Металлургия, 1981. - 152 с.
 144. Оуэн Д. Б. Сборник статистических таблиц. Изд. 2-е, испр. -

- М.: ВЦ АН СССР, 1973. - 586 с.
- 145.Петрищев А.А. О выборе нормируемых метрологических характеристик вольтметров действующего напряжения // Вопросы проектирования радиоэлектронной аппаратуры. - Таллин: Валгус, 1989. - С.44-53.
 - 146.Петрович М.Л., Давидович М.И. Статистическое оценивание и проверка гипотез на ЭВМ. - М.: Финансы и статистика, 1989. - 191 с.
 - 147.Погребинский С.Б., Стрельников В.П. Проектирование и надежность многопроцессорных ЭВМ. - М.: Радио и связь, 1988. - 168 с.
 - 148.Поллард Дж. Справочник по вычислительным методам статистики. - М.: Финансы и статистика, 1982. - 344 с.
 - 149.Рао С.Р. Линейные статистические методы и их применение. - М.: Наука. 1968. - 548 с.
 - 150.Рунион Р. Справочник по непараметрической статистике. Современный подход. М.: Финансы и статистика, 1982. - 198 с.
 - 151.Семенов Н.А. Программы регрессионного анализа и прогнозирования временных рядов. Пакеты ПАРИС и МАВР. - М.: Финансы и статистика, 1990. - 111 с.
 - 152."Семь инструментов качества" в японской экономике. М.: Издательство стандартов, 1990. - 88 с.
 - 153.Сильвестров Д.С., Семенов Н.А., Марищук В.В. Пакеты прикладных программ статистического анализа. - К.: Техника, 1990. - 176 с.
 - 154.Смирнов Н.В., Дунин-Барковский И.В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений. Изд. 2-е, испр. и доп. - М.: Наука, 1965. - 511 с.
 - 155.Смоляк С.А., Титаренко Б.П. Устойчивые методы оценивания. - М.: Статистика, 1980. - 206 с.
 - 156.Справочник по прикладной статистике. В 2-х т. под ред. Э.Ллойда, У.Ледермана, Ю.Н.Тюрина - М.: Финансы и статистика, 1989,1990.
 - 157.Справочник по специальным функциям с формулами, графиками и таблицами/ Под ред. М.А.Абрамовича, И.Стиган. - М.: Наука, 1979. - 830 с.
 - 158.Справочник конструктора точного приборостроения / Под ред. К.Н.Явленского, Б.П.Тимофеева, Е.Е.Чаадаевой. - Л.:

- Машиностроение , 1989. - 792 с.
159. Статистические методы в инженерных исследованиях / Под ред. Г.К.Круга. - М.: Высш.шк., 1983. - 216 с.
 160. Статистические методы для ЭВМ/ Под. ред. К.Эйнслеяна, Э.Рэлстона, Г.С.Уолфа - М.: Наука, 1986. - 459 с.
 161. Статистические методы повышения качества/ Под. ред. Хитоси Куме. - М.: Финансы и статистика, 1991.
 162. СТП 15-96. Стандарт підприємства. Пояснювальна записка до курсових і дипломних проектів. Вимоги і правила оформлення. - Запоріжжя: ЗДТУ, 1996. - 36 с.
 163. Справочник по теории вероятностей и математической статистике / В.С.Корольок, Н.И.Портенко, А.В.Скорород, А.Ф.Турбин. - М.: Наука, 1985. - 640 с.
 164. Статистическая обработка результатов экспериментов на микро-ЭВМ и программируемых калькуляторах / А.А.Костылев, П.В.Миляев, Ю.Д.Дорский и др. - Л.: Энергоатомиздат, 1991. - 304 с.
 165. Стреляу Я. Роль темперамента в психическом развитии. - М.: Прогресс, 1982. - 231 с.
 166. Сыпчук П.П., Талалай А.М. Методы статистического анализа при управлении качеством изготовления элементов РЭА. - М.: Сов.радио, 1979. - 168 с.
 167. Теннант-Смит Дж. Бейсик для статистиков. - М.: Мир, 1988. - 207 с.
 168. Технология и автоматизация производства радиоэлектронной аппаратуры / И.П.Бумшинский, О.Ш.Даутов, А.П.Достанко и др. - М.: Радио и связь, 1989. - 624 с.
 169. Тутубалин В.Н. Границы применимости (вероятностно-статистические методы и их возможности). - М.: Знание, 1977. - 61 с.
 170. Тьюки Дж. Анализ результатов наблюдений. Разведочный анализ. - М.: Мир, 1981. - 693 с.
 171. Тюрин Ю.Н., Макаров А.А. Анализ данных на компьютере / Под ред. В.Э.Фигурнова. - М.: ИНФРА-М., Финансы и статистика, 1995. - 384 с.
 172. Управление качеством продукции. Международные стандарты ИСО 9000 - ИСО 9004, ИСО 8402. - М.: Издательство стандартов, 1988. - 96 с.

173. Урбах В.Ю. Математическая статистика для биологов и медиков. - М.: Изд-во АН СССР, 1963. - 323 с.
174. Факторный, дискриминантный и кластерный анализ. - М.: Финансы и статистика, 1989. - 215 с.
175. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения. - М.: Мир, Т. 1, 1964, - 498 с., Т. 2, 1967. - 752 с.
176. Фигурнов В.Э. IBM PC для пользователя. 5-е изд. - М.: Финансы и статистика, 1994. - 368 с.
177. Флейс Дж. Статистические методы для изучения таблиц долей и пропорций. - М.: Финансы и статистика, 1989. - 319 с.
178. Хальд А. Математическая статистика с техническими приложениями. - М.: Изд-во Иностранной литературы, 1956. - 664 с.
179. Хампель Ф., Рончетти Э., Рауссей П., Штаэль В. Робастность в статистике. Подход на основе функций влияния. - М.: Мир, 1989. - 512 с.
180. Хан Г., Шапиро С. Статистические модели в инженерных задачах. - М.: Статистика, 1980. - 444 с.
181. Харрингтон Дж.Х. Управление качеством в американских корпорациях: Пер. с англ. - М.: Экономика, 1990. - 272 с.
182. Хартман Г. Современный факторный анализ. - М.: Статистика, 1972.
183. Хастингс Н., Пикок Дж. Справочник по статистическим распределениям. - М.: Статистика, 1980. - 95 с.
184. Хеттсманпергер Т. Статистические выводы, основанные на рангах. - М.: Финансы и статистика, 1987. - 334 с.
185. Хикс Ч. Основные принципы планирования эксперимента. - М.: Мир, 1967. - 406 с.
186. Холлендер М., Вулф Д. Непараметрические методы статистики. - М.: Финансы и статистика, 1983. - 518 с.
187. Хьюбер П. Робастность в статистике. - М.: Мир, 1984. - 304 с.
188. Шиндовский Э., Шюрц О. Статистические методы управления качеством: Пер. с нем. - М.: Мир, 1976. - 598 с.
189. Шиндовский Э., Шюрц О. Статистические методы контроля производства. - М.: Госкомстандарт, 1969. - 542 с.
190. Ширяев А.Н. Вероятность. - М.: Наука, 1980. - 574 с.
191. Шпер В.Л. Передовые зарубежные методы обеспечения качества продукции // Надежность и контроль качества. - 1991. N 10. - С.3-9.

192. Шураков В.В., Дайитбегов Д.М., Мизрохи С.В., Ясеновский С.В. Автоматизированное рабочее место для статистической обработки данных. - М.: Финансы и статистика, 1990. - 190 с.
193. Яншин А.А. Теоретические основы конструирования, технологии и надежности ЭВА. - М.: Радио и связь, 1983. - 312 с.
194. Ящерицын П.И., Рыжов Э.В., Аверченков В.И. Технологическая наследственность в машиностроении. - Минск: Наука и техника, 1977. - 256 с.
195. Абрамов В.А., Брюнин В.Н., Пролейко В.М. Управление качеством изделий микроэлектроники./ Под ред. В.Н. Сретенского.-М.: Сов. радио, 1976. - 435 с.
196. Амирджаниянц Ф.А., Панов В.П. Стандартизация и качество. - М.: Знание, 1989. - 48 с.
197. Амирджаниянц Ф.А., Рабинович Б.Д., Швандар В.А. Эффективность стандартизации. - М.: Изд-во стандартов, 1987. - 328 с.
198. Амирджаниянц Ф.А. Экономика и качество. - М.: Изд-во стандартов, 1987. - 128 с.
199. Амиров Ю.Д. Научно-техническая подготовка производства. - М.: Экономика, 1989. - 230 с.
200. Андрианов Ю.М., Субетто А.И. Квалиметрия в приборостроении и машиностроении. - Л.: Машиностроение, 1990. - 216 с.
201. Ансор И. Стратегическое управление./ Пер. с англ.- М.: Экономика, 1989. - 519 с.
202. Бачурин А.В. Экономические методы в системе управления. - М.: Мысль, 1988. - 111 с.
203. Белобрагин В.Я. Современные проблемы территориального управления эффективностью производства и качеством продукции в условиях становления рынка. - М.: Изд-во стандартов, 1994. - 140 с.
204. Бесфамильная Л.В. Экономическая эффективность средств измерений при контроле качества продукции. - М.: Изд-во стандартов, 1986. - 192 с.
205. Богатин А.В. Качество продукции. Экономические вопросы управления. - М.: Изд-во стандартов, 1986. - 216 с.
206. Богатырев А.А., Филлипов Ю.Д. Стандартизация статистических методов управления качеством. - М.: Изд-во стандартов, 1989. - 120 с.

- 207.Боровиков В.П., Боровиков И.П. STATISTICA - Статистический анализ и обработка данных в среде Windows. - М.: Информационно-издательский дом "Филинь", 1998. - 608 с.
- 208.Боровиков В.П. Популярное введение в программу STATISTICA. - М.: Компьютер Пресс, 1998. - 267 с.
- 209.Брославский Л.И. Правовое обеспечение качества. - М.: Изд-во стандартов, 1987. - 88 с.
- 210.Брудник С.С., Кузьминов Л. Г. Экономический механизм ускорения: организация, эффективность и оценка качества. - М.: Экономика, 1989. - 165 с.
- 211.Версан В.Г. Интеграция управления качеством продукции: новые возможности. - М.: Изд-во стандартов, 1994. -218 с.
- 212.Версан В.Г. , Сиськов В.И., Дубицкий Л.Г., и др. Интеграция производства и управления качеством продукции. - М.: Изд-во стандартов, 1995. - 320 с.
- 213.Версан В.Г., Чайка И.И. Системы управления качеством продукции. - М.: Изд-во стандартов, 1988. - 104 с.
- 214.Видяпин В.И. Экономический анализ выполнения научно-технических программ. - М.: Финансы и статистика, 1988. - 175 с.
- 215.Винокуров В.А. Качество продукции в условиях автоматизированного производства. - М.: Московский рабочий, 1976. - 111 с.
- 216.Волосов С.С., Гейлер З.Ш. Управление качеством продукции средствами активного контроля. - М.: Изд-во стандартов, 1989. - 264 с.
- 217.Гибкие автоматизированные производства. Управление технологичностью РЭА./ А.М. Войчинский, Н.И. Диденко, В.П. Лузин и др. - М.: Радио и связь, 1987. - 272 с.
- 218.Гличев А.В., Амирджанянц Ф.А., Сиськов В.И. и др. Коренное повышение качества продукции - важный фактор ускорения. - М.: Экономика. - 335 с.
- 219.Гличев А.В. Основы управления качеством продукции. - М.: Изд-во стандартов, 1989. - 80 с.
- 220.Гличев А.В., Рабинович Г.О., Примаков М.И., Сеницын М.М. Прикладные вопросы квалиметрии./ Под. ред. А.В. Гличева. - М.: Изд-во стандартов, 1983. - 136 с.
- 221.Гличев А.В. Экономическая эффективность технических си-

- стем. - М.: Экономика, 1971. - 269 с.
222. Гончаров Э.Н., Козлов В.В., Круглова Е.Д. Контроль качества продукции. - М.: Изд-во стандартов, 1987. - 120 с.
223. Гордон М.П. Материально-техническое снабжение: перестройка организации управления. - М.: Экономика, 1989. - 144 с.
224. Горский Ю.М. Системно-информационный анализ процессов управления. - Новосибирск: Наука, 1988. - 326 с.
225. Готра З.Ю., Николаев И.М. Контроль качества и надежность микросхем. - М.: Радио и связь, 1989. - 168 с.
226. Григорьева Л.И., Богданов М.В., Демидов И.К. Нормоконтроль. Методика и организация. - М.: Изд-во стандартов, 1991. - 190 с.
227. Диденко Н.И., Топоров М.Ф., Топорова А.А. Программно-целевое планирование исследований и разработок в приборостроении. - Л.: Машиностроение, 1988. - 183 с.
228. Дружинин Г.В. Методы оценки и прогнозирования качества. - М.: Радио и связь, 1982. - 160 с.
229. Дубицкий Л.Г. Предвестники отказов в изделиях электронной техники. - М.: Радио и связь, 1989. - 96 с.
230. Дубицкий Л.Г., Шермина Г.А. Комплексный анализ состояния и динамики качества продукции: обзорная информация. - М.: ВНИИКИ, 1989. - 55 с.
231. Екатеринославский Ю.Ю. Управленческие ситуации: анализ и решения. - М.: Экономика, 1988. - 191 с.
232. Ефимов В.М. Имитационная игра для системного анализа управления экономикой. - М.: Наука, 1988. - 255 с.
233. Исаев И.И. Стандартизация в управлении народным хозяйством. - М.: Изд-во стандартов, 1988. - 264 с.
234. Испытание радиоэлектронной, электронно-вычислительной аппаратуры и испытательное оборудование./ Под ред. А.И. Которובה. - М.: Радио и связь, 1987. - 271 с.
235. Испытательная техника: Справочник / Под ред. В.В. Клюева. - М.: Машиностроение, 1982, кн.1- 528 с., кн.2- 560 с.
236. Карпов Л.И., Литвинов В.Г., Яворский В.А. Инженерные методы оценки и контроля качества в серийном производстве. - М.: Изд-во стандартов, 1984. - 216 с.
237. Кац И.Я. Экономическая эффективность деятельности пред-

- приятый (анализ и оценка). - М.: Финансы и статистика, 1987. - 192 с.
238. Качество продукции и научно-технический прогресс / Г.Н. Бобровников, В.А. Быков, В.К. Дедков и др.. - М.: Изд-во стандартов, 1988. - 81 с.
239. Кейджан Г.А. Основы обеспечения качества микроэлектронной аппаратуры. - М.: Радио и связь, 1991. - 232 с.
240. Колесов А.С. Управление наукой в регионе. Вопросы теории и практики. - Л.: Наука, 1989. - 152 с.
241. Конончук А.Я. Цены и эффективность производства. - Минск: Беларусь, 1989. - 127 с.
242. Кричевский С.Ю. Планирование качества продукции. - М.: Экономика, 1988. - 87 с.
243. Кропачев С.В. Программно-целевое управление решением научно-технических проблем. - Новосибирск: Наука, 1989. - 190 с.
244. Кузнецов А.С. Планирование и организация технического развития производственного объединения. - М.: Машиностроение, 1988. - 96 с.
245. Купряков Е.М. Стандартизация и качество промышленной продукции. - М.: Высшая школа, 1985. - 288 с.
246. Ламазов М.Е., Бесфамильная Л.В., Швандар В.А. Управление качеством машиностроительной продукции бытового назначения. - М.: Машиностроение, 1986. - 102 с.
247. Лапуста М.Г., Швандар В.А. Качество - задача общенародная. - М.: Экономика, 1989. - 191 с.
248. Левин В.С. Контроль издержек производства в условиях нормативного учета. - М.: Финансы и статистика, 1990. - 158 с.
249. Лопухин В.А., Шафранский В.С. Автоматизация и оптимизация контроля в производстве радиодеталей. - Л.: Энергия, 1980. - 160 с.
250. Малинский В.Д., Бегларян В.Х., Дубицкий Л.Г. Испытание аппаратуры и средств измерений на воздействие внешних факторов: Справочник / Под ред. В.Д. Малинского. - М.: Машиностроение, 1993. - 576 с.
251. Медведев А.Г. Новая продукция и новые технологии в стратегии технического развития машиностроения. - Л.: Машиностроение, 1988. - 201 с.

252. Минин Б.А. Уровень качества. Социально-экономические вопросы оценки качества и защиты потребителей. - М.: Изд-во стандартов, 1989. - 186 с.
253. Митин Б.А. Качество - как его анализировать? - М.: Финансы и статистика, 1989. - 96 с.
254. Монов И.Г. Качество продукции. Организация труда и социальное развитие коллектива. Группы качества. - М.: Изд-во стандартов, 1988. - 76 с.
255. Надежность и эффективность в технике: Справочник в 10 томах / Ред. совет В.С. Авдуревский (предс.) и др.. - М.: Машиностроение, 1989.
256. Новая система управления экономикой. / А.Г. Аганбегян и др. - М.: Экономика, 1989. - 295 с.
257. Окрепилов В.В., Швеи В.Е., Рубцов Ю.Н. Служба управления качеством продукции. - Л.: Лениздат, 1980. - 128 с.
258. Палий В.Ф., Суздальцев Л.П. Технико-экономический анализ производственно-хозяйственной деятельности машиностроительных предприятий. - М.: Машиностроение, 1989. - 272 с.
259. Сертификация: отечественная и зарубежная практика. Серия "Международная инженерная энциклопедия" / Под ред. В.Г. Версана и Е.И. Тавера. - М.: 1994. - 293 с.
260. Сисыков В.И., Маслова Н.П. Статистическая теория: потребительно-стоимостные основы. - М.: Изд-во стандартов, 1995. - 196 с.
261. Теория анализа хозяйственной деятельности. / Под ред. В.В. Осмоловского. - Минск: Высшая школа, 1989. - 351 с.
262. Управление качеством продукции: Справочник / Под ред. В.В. Бойцова, А.В. Гличева. - М.: Изд-во стандартов, 1985. - 462 с.
263. Экономика предприятий, отраслей и межотраслевых комплексов. Учебное пособие. / Под ред. А.С. Пелиха. - Ростов-на-Дону: РИНХ, 1993. - 408 с.
264. Ежеквартальный научно-технический журнал "Сертификация", ВНИИС.
265. Ежемесячный производственно-экономический журнал "Стандарты и качество", Госстандарт России, труд. коллектив журнала.
266. Бюллетень подкомитета "Управление качеством продукции в атомной промышленности и энергетике" "Управление каче-

ством" - ЦНИИАтоминформ.

267. "Надежность и контроль качества", ежемесячное приложение к журналу "Стандарты и качество", Госстандарт России.

268. Щоквартальний науково-виробничий журнал "Стандартизація, сертифікація, якість", Держстандарт України.

Додаток

ЗМІСТ І ОФОРМЛЕННЯ ПОЯСНЮВАЛЬНОЇ ЗАПИСКИ ДО КУРСОВОГО ПРОЕКТУ

Обсяг пояснювальної записки 20-25 сторінок. Пояснювальна записка, оформлена відповідно до [41,162], повинна містити:

титульну сторінку;

завдання;

реферат;

зміст;

основний текст;

літературу;

додаток.

Основний текст повинен складатися з таких розділів:

вступ;

аналіз завдання;

аналіз відомих методів вирішення поставленої задачі та обґрунтування обраного рішення;

опис розробленого алгоритму;

опис розробленого програмного продукту;

керівництво оператора;

інформаційний листок, який призначається для потенційного користувача (покупця) і містить основні характеристики розробленого програмного продукту;

закінчення.

У додатку подається текст програми і результати виконаних обчислень.

Загальні вимоги до розробки програмних документів наведені в стандартах Єдиної системи програмної документації (ЄСПД).

Список використаної літератури виконується відповідно до [31]. Приклади оформлення списку літератури наведені в [122].

ЗМІСТ

Передмова	4
1. Експериментально-статистичні методи дослідження процесів і об'єктів	6
1.1. Моделювання та оптимізація режиму ультразвукової мікрозварки при виробництві мікросхем	6
1.2. Регресійні моделі з постійною помилкою оцінювання в задачах оптимізації технологічних процесів.	9
1.3. Оптимізація складу установочної стеатитової кераміки.	12
1.4. Застосування процедури покрокової регресії для моделювання недостатньо вивчених процесів (зведення задачі мінімізації коефіцієнту детонації стрічкопротяжних механізмів до задачі лінійного програмування)	15
1.5. Побудова поліноміальних моделей при наявності обмежень на розташування експериментальних точок (обробка результатів багатофакторних випробувань електронних вольтметрів середньоквадратичної напруги)	19
1.6. Апроксимація статичних гістерезисних характеристик магнітних сердечників імпульсних трансформаторів.	25
2. Прогнозування стану і забезпечення якості процесів і об'єктів	26
2.1. Статистичні методи керування якістю.	26
2.2. Прогнозування процесів і забезпечення якості з використанням теорії статистичних оцінок і статистичної класифікації.	33
2.3. Вирішення задачі навчання розпізнаванню образів методами дискримінантних і потенційних функцій.	36
2.4. Визначення достатнього об'єму експериментальних даних.	44
2.5. Прогнозування виходу придатних приладів функціональної мікроелектроніки за статистичними параметрами технологічного процесу	45

2.6. Застосування факторного аналізу для оцінки стану технології безперервної виплавки феросплавів. . .	63
3. Путівник по списку літератури	65
Література	67
Додаток	90

Навчальне видання

Дубровін Валерій Іванович

**Ідентифікація та оптимізація складних
технічних процесів і об'єктів**

Навчальний посібник