

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ЗАПОРІЗЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ
ТЕХНІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ

МЕТРОЛОГІЧНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ КОНТРОЛЮ ЯКОСТІ ПРОДУКЦІЇ

під редакцією В. У. Ігнаткіна

Монографія

Запоріжжя • ЗНТУ • 2017

УДК 531.7
ББК 30.10
М54

*Рекомендовано до видання вченою радою
Запорізького національного технічного університету
(протокол № 6 від 30.01.2017 року)*

Авторський колектив:

Ігнаткін В. У. – вступ; розділ 5: п. 5.4 – п. 5.6, розділ 7, загальна редакція усіх розділів;

Туз Ю. М. – розділ 2; розділ 3;

Левківський К. М. – розділ 5: п. 5.1 – п. 5.3, розділ 6;

Томашевський О. В. – розділ 1, розділ 4

Рецензенти:

Должанський А. М. – д-р т. н., проф., зав. каф. «Якість, стандартизація та сертифікація» Національної металургійної академії України;

Корсун В. І. – д-р т. н., проф., зав. каф. «Метрологія та інформаційно-вимірвальні технології» Національного гірничого університету;

Внуков Ю. М. – д-р т. н., проф., проректор з наукової роботи, зав. каф. технології машинобудування Запорізького національного технічного університету

М54 **Метрологічне** забезпечення контролю якості продукції : монографія / [Ігнаткін В. У., Туз Ю. М., Левківський К. М., Томашевський О. В.]. за ред. Ігнаткін В. У. – Запоріжжя : Запорізький національний технічний університет, – 2017. – 202 с.

ISBN 978–617–529–166–5

Викладені наукові основи метрологічного забезпечення теорії контролю якості продукції. Розглянуті метрологічні аспекти забезпечення якості роботи пристроїв і систем, комп'ютерні технології статистичної обробки результатів контролю і питання метрологічної експертизи технічної документації.

Матеріал, що викладається, ілюстрований прикладами з практики. Книга буде корисною фахівцям у практичній роботі метрологічного забезпечення контролю якості промислової продукції.

УДК 531.7
ББК 30.10

ISBN 978–617–529–166–5

© В. У. Ігнаткін, 2017

© Ю. М. Туз, 2017

© К. М. Левківський, 2017

© О. В. Томашевський, 2017

© Запорізький національний
технічний університет (ЗНТУ), 2017

ЗМІСТ

| | |
|---|-----|
| ВСТУП | 5 |
| Розділ 1 Виникнення та розвиток підходів до контролю якості продукції..... | 7 |
| 1.1 Визначення поняття якості продукції..... | 7 |
| 1.2 Показники якості продукції..... | 9 |
| 1.3 Контроль якості продукції | 18 |
| Розділ 2 Основні визначення теорії контролю..... | 25 |
| 2.1. Умова придатності і ймовірність придатності виробів..... | 25 |
| 2.2 Ймовірність помилок контролю..... | 28 |
| 2.3 Оцінка допустимої похибки вимірювань..... | 41 |
| 2.4 Вибір точності радіотехнічних засобів вимірювальної техніки (РЗВТ) при відомих параметрах точності технологічного процес..... | 50 |
| Розділ 3 Розрахунок характеристик контролю..... | 58 |
| 3.1 Вимірювання одиночного параметра..... | 58 |
| 3.2 Багатопараметричний контроль. Облік кореляційних зв'язків між окремими параметрами при багато параметричному контролі..... | 64 |
| Розділ 4 Комп'ютерні технології статистичної обробки результатів контролю..... | 73 |
| 4.1 Основні види похибок одиночного параметра... | 73 |
| 4.2 Визначення виду розподілу та статистичних характеристик похибок..... | 75 |
| 4.3 Використання вмонтованих статистичних функцій і Пакета аналізу програми Microsoft Excel... | 83 |
| 4.4 Використання програмного пакета STATISTICA | 87 |
| 4.5 Визначення виду похибок на основі аналізу розподілу результатів контролю..... | 94 |
| Розділ 5 Методи врахування впливу періодичності контролю на працездатність систем..... | 97 |
| 5.1 Загальні відомості..... | 97 |
| | 101 |

| | | |
|----------|--|-----|
| 5.2 | Отримання вихідних даних для розрахунку запасів працездатності апаратури..... | |
| 5.3 | Визначення первинного МПП за критерієм ймовірності безвідмовної роботи..... | 123 |
| 5.4 | Визначення кількості прихованих відмов з врахуванням досвіду експлуатації РЗВТ..... | 128 |
| 5.5 | Коректування МПП за критерієм максимуму коефіцієнта готовності..... | 134 |
| 5.6 | Визначення МПП з врахуванням нестабільності РЗВТ..... | 135 |
| Розділ 6 | Метрологічна експертиза технічної документації..... | 143 |
| 6.1 | Роль і задачі метрологічної експертизи..... | 143 |
| 6.2 | Організація метрологічної експертизи в міністерстві (відомстві)..... | 147 |
| 6.3 | Обробка результатів реєстрації спостережень... | 151 |
| 6.4 | Загальні принципи встановлення раціональної номенклатури контрольованих (вимірюваних) параметрів..... | 158 |
| Розділ 7 | Метрологічні аспекти забезпечення якості роботи пристроїв і систем..... | 164 |
| 7.1 | Зміст метрологічного забезпечення..... | 164 |
| 7.2 | Метрологічна надійність засобів вимірювальної техніки..... | 168 |
| 7.3 | Розрахунок метрологічної надійності ЗВТ..... | 175 |
| 7.4 | Збір і аналіз статистичних даних про метрологічну надійність ЗВТ..... | 176 |
| 7.5 | Комп'ютерний синтез МО ЗВТ та автоматизація аналізу залежностей показників метрологічної надійності..... | 182 |
| | ЛІТЕРАТУРА..... | 197 |

ВСТУП

Визначальну роль у вирішенні проблеми підвищення якості продукції у промисловості має метрологічного забезпечення контролю виробів.

Головним завданням метрологічного забезпечення є раціональна організація вимірювального процесу, забезпечення достовірності його результатів. Це досягається комплексом засобів і організаційно-технічних заходів на державному, галузевому рівнях та на рівні підприємств, які дозволяють підтримувати засоби вимірювальної техніки в постійній готовності до проведення вимірювань із заданою точністю.

Слід відзначити, що важливість метрологічного забезпечення не обмежується його роллю в підвищенні якості продукції та послуг. Вимірювання лежать в основі процесів обліку витрат та дозування матеріальних і енергетичних ресурсів, технічної діагностики та управління технологічними процесами, наукових досліджень і таке інше. Недостатня точність вимірювань призводить до порушень технологічного процесу та до браку під час контролю готової продукції. Ефективний контроль якості неможливий без створення ефективно діючої системи забезпечення єдності та необхідної точності вимірювань.

У книзі викладені наукові основи метрологічного забезпечення контролю якості продукції, основи практичної метрології, технічного регулювання та методик вимірювань. Детально розглянуто розвиток наукових підходів до забезпечення контролю якості продукції, достовірності результатів вимірювального процесу. Викладені основні положення по напрямкам:

- Контроль якості продукції.
- Основні визначення теорії контролю.
- Розрахунок характеристик контролю.
- Багатопараметричний контроль.
- Комп'ютерні технології статистичної обробки результатів контролю.
- Метрологічна експертиза технічної документації.

Виділені основні напрями для вирішення проблем в області метрологічного забезпечення якості продукції. Наведені прикла-

ди застосування статистичних методів для вирішення конкретних задач метрологічного забезпечення контролю якістю продукції з використанням комп'ютерних технологій, показано практичне застосування програмного пакету STATISTICA.

Оцінка якості апаратури у багатьох випадках визначається якістю вихідних даних і істотно залежить від достовірності результатів контролю апаратури. У роботі викладаються основні відомості про види та цілі контролю догляду параметрів аналізованої апаратури. Інженерний графоаналітичний метод оцінки основних параметрів контролю дозволяє визначити необхідну точність вимірювань, достовірність отриманих результатів і ряд інших параметрів контролю з урахуванням впливу основних видів методичних та інструментальних похибок.

Основою книги є виклад методики оцінки достовірності результатів контролю для нормальних законів розподілу контрольованих параметрів і похибок вимірювання. Розроблена докладна методика розрахунків при довільних законах розподілу, спосіб обліку кореляційних зв'язків окремих параметрів у випадку багатопараметричного контролю та інші.

Матеріал, що викладається, ілюстрований прикладами з практики. Математичний апарат, який використовується, не виходить за рамки програми технічних вузів.

Книга буде корисною фахівцям у практичній роботі метрологічного забезпечення контролю управління якістю промислової продукції.

РОЗДІЛ 1 ВИНИКНЕННЯ ТА РОЗВИТОК ПІДХОДІВ ДО КОНТРОЛЮ ЯКОСТІ ПРОДУКЦІЇ

1.1 Визначення поняття якості продукції

Термін «якість» з'явився більше, ніж 2000 років тому. Спочатку якість розглядалася швидше як філософська категорія, ніж детерміноване поняття. Аристотель (3 ст. до н. е.) вклав у поняття якості відмінність між предметами за ознакою «хороший – поганий». В китайських рукописах першого тисячоліття нашої ери ієрогліф «якість» складався з двох елементів: рівновага та гроші, що вчені ідентифікують як «висококласний», «дорогий», тобто близько до поняття Аристотеля. Німецький філософ Гегель (19 ст.) дав поняттю якості чітке філософське забарвлення: «Якість є в першу чергу тотожною з буттям визначеність, так що якщо щось перестає бути тим, чим воно є, тоді воно втрачає свою якість». Кажучи інакше, якість треба розуміти як властивість матеріального об'єкту на відміну від нематеріального.

Відомий спеціаліст в області якості Шухарт (США, 1931 р.) поняттю якість надав два аспекти: з одного боку, – об'єктивні фізичні характеристики предмета, з іншого – суб'єктивна категорія – наскільки предмет «хороший». Японський вчений Ісікава (1950 р.) і американець Джуран (1979 р.) вклали в поняття «якість – ступінь задоволення потреб споживачів продукції». В 60-х роках ХХ століття провели своєрідне дослідження. Вони проаналізували 232 літературних джерела, де так чи інакше визначається термін «якість». Тільки у вітчизняній науковій літературі ними було виявлено більше 100 різних формулювань, що визначають поняття «якість продукції». Все різноманіття існуючих трактувань категорії «якість» можна об'єднати в декілька груп.

1) Якість як абсолютна оцінка.

В цьому розповсюдженому значенні якість є синонімом переваги. Уолтер Шухарт визначив якість як добротність, досконалість товару, тобто якість товару представляє собою абсолютну, визнану всіма ознаку безкомпромісної відповідності вимогам. У відповідності з цим підходом якість неможливо

виміряти – вона є приналежністю товару. Однак досконалість – категорія абстрактна і суб'єктивна, її сприйняття людьми може значно відрізнятися. Тому подібне визначення якості не може бути покладене в основу оцінки чи виміру властивостей продукції чи послуг.

2) Якість як властивість продукту.

В цьому значення якість є похідною від будь – якого параметру продукту, який можна кількісно виміряти. Якість є вищою, якщо параметр вищий. Однак подібна ознака є надто вузькою, оскільки вона не відображає корисність продукції для споживача.

3) Якість як відповідність призначенню.

Відповідно до даного трактування якість представляє собою властивість продукту чи послуги виконувати свої функції. Американський вчений Дж. Джуран визначив якість виробу чи послуги як придатність до застосування. Проте недолік даного підходу може бути продемонстрований наступним прикладом. Крупна американська компанія по виробництву побутової техніки уклала контракт на постачання до Японії холодильників, які мали в США попит і вважалися технікою високої якості. Проте в Японії ця компанія зазнала повне фіаско, оскільки холодильники були дуже громіздкими для маленьких японських квартир – вони просто не проходили в металеві двері.

4) Якість як відповідність вартості.

В цьому випадку якість визначається як співвідношення корисності і ціни продукту. Якість визначалась як задоволення очікувань споживачів за ціну, яку він собі зможе дозволити, коли у нього виникає потреба. З цієї точки зору якісним є продукт, який по своїх корисних властивостях відповідає продуктам конкурентів, але продається дешевше або перевершує по своїх характеристиках аналогічні товари при рівній ціні. Такий підхід ставить перед виробниками мету пошуку балансу між вдосконаленням споживчих властивостей продукції і зниженням витрат по її виробництву і реалізації.

5) Якість як відповідність стандартам.

Відповідно до даного підходу якість визначається як відповідність технічним стандартам і умовам, які включають цільові і допустимі значення тих або інших параметрів продукції

або послуг. Наприклад, точним прибуттям літака вважатиметься прибуття в межах 15 хвилин від часу, встановленого в розкладі, тобто цільовим значенням є час, встановлений в розкладі, а допустимим – 15 хвилин в ту або іншу сторону. В той же час технічні стандарти і умови можуть бути безглуздими, якщо вони не відповідають вимогам споживачів.

Перелічені трактування якості, в певній мірі, відображені у визначенні якості згідно ГОСТ 15467-93 [30] – «якість продукції – сукупність властивостей продукції, що обумовлюють її придатність задовольняти певні потреби відповідно до її призначення».

Але і це визначення зажадало коректування. Відповідно до міжнародного стандарту ІСО 9000-2008 – «якість – це сукупність характеристик об'єкту, що відносяться до його здатності задовольняти встановлені і передбачувані потреби».

У ІСО 9000-2008 в порівнянні з ГОСТ 15467-93 відбулися уточнення:

- замість «властивості» вживається «характеристика»,
- замість «продукції» – «об'єкт»,
- Введена нова складова – «передбачувана потреба».

Немає сумніву, що і надалі поняття терміну «якості» збагачуватиметься і уточнюватиметься.

1.2 Показники якості продукції

Оцінкою якості продукції займаються різні науки: економіка, кваліметрія, метрологія. В економіці для відзеркалення економічної суті якості через технічні характеристики і властивості знайшла використання система показників якості продукції, що базується на кількісній оцінці показників якості. Методи кількісної оцінки показників якості складають зміст науки кваліметрії, яка займається розробкою правил і прийомів для збирання і обробки даних при визначенні кількісних показників, наприклад, розрахунок ціни на об'єкти нерухомості з урахуванням якісних показників.– це оцінка якості кількісно у вигляді показників. У кваліметрії широко використовуються методи статистичної обробки, так як більшість показників якості відносяться до випадкових величин. Вимірювання значень

показників якості з необхідною точністю забезпечується з допомогою методів метрології.

В загальному розумінні, показник якості продукції – це кількісна характеристика одного або декількох властивостей продукції, які визначають її якість, що розглядається стосовно певних умов створення і експлуатації або споживання цієї продукції. Властивість продукції визначається, як об'єктивна особливість продукції, яка може виявлятися при її створенні, експлуатації або споживанні. Така властивість як споживання надзвичайно важлива, оскільки вона показує, що не можна вимагати якості від виробу, якщо він використовується в умовах, що відрізняються від обумовлених в технічних вимогах.

Залежно від призначення і вимог, що пред'являються до виробу, якість виробу, як правило, не може бути охарактеризована одним показником. Для оцінки рівня якості продукції використовують набір (певна номенклатура) показників якості, що дозволяє оцінити істотні для споживача властивості продукції по деякому заданому критерію.

На формування і застосування системи показників якості впливають різноманітні чинники: багатоплановість (складність) властивостей, що створюють якість виробу; рівень новизни і складності його конструкції; своєрідність умов використання і відновлення властивостей експлуатованих виробів і т. п. Ці чинники зумовлюють номенклатуру показників якості, особливості їх вибору і застосування для конкретних умов розробки, виготовлення і використання виробу за призначенням.

Показники якості повинні відповідати наступним основним вимогам:

- сприяти забезпеченню відповідності якості продукції потребам економіки і населення;
- бути стабільними;
- враховувати сучасні досягнення науки і техніки, основні напрями технічного процесу і світового ринку;
- характеризувати всі властивості продукції, що визначають її якість;

– піддаватися оцінці на всіх стадіях життєвого циклу виробу (маркетинг, проектування, виготовлення, експлуатація або застосування).

На підставі цих вимог, при встановленні номенклатури показників якості виходять з принципів:

- повнота складу показників якості продукції;
- керованості процесами створення і застосування продукції за показниками якості;
- агрегатуємості показників.

Принцип повноти складу припускає, що прийнята номенклатура показників якості продукції буде необхідною і достатньою для оцінки з певним ступенем точності досягнення необхідного рівня якості.

Принцип керованості полягає в тому, що цільові функції управління процесами створення і застосування продукції необхідно виразити через такі показники, за допомогою яких можна планувати, враховувати, контролювати і регулювати управління якістю. Разом з тим ці показники повинні бути сумісні з інформацією про якість, яка передається від одного рівня управління до іншого, з даної стадії життєвого циклу до наступної (від розробки – до виготовлення), і повинні піддаватися оцінці на кожній з них.

Принцип агрегатуємості полягає в можливості переходу від одиничних показників якості до комплексних або інтегральних, таких, що характеризують сукупність властивостей виробу або виріб в цілому.

Розглянемо показники якості детальніше. У продукції багатоцільового призначення ця номенклатура показників якості може бути дуже численною. Всю сукупність показників якості продукції можна класифікувати по наступним ознакам:

- 1) по кількості властивостей, що характеризуються;
- 2) по відношенню до різних властивостей продукції;
- 3) за методами визначення;
- 4) по стадії визначення показників;
- 5) За способом вираження;
- 6) по характеру використання для оцінки рівня якості (базові та відносні);

За ознакою кількості характеризуємих властивостей виділяють наступні.

1. Одиничний показник якості – показник якості продукції, що характеризує одна з її властивостей (наприклад, напрацювання виробу до відмови, питома витрата палива, потужність, максимальна швидкість руху, продуктивність і т. д.).

2. Комплексний показник якості – показник якості продукції, що характеризує декілька її властивостей. Наприклад, – коефіцієнт готовності.

3. Інтегральний показник якості – відношення сумарного корисного ефекту від експлуатації або споживання продукції до сумарних витрат на її створення і експлуатацію або споживання.

За ознакою властивостей продукції виділяють наступні групи показників.

1. Показники призначення характеризують ступінь відповідності об'єкту цільовому призначенню, конструктивного виконання, стійкості до зовнішніх дій. До них можна віднести, наприклад, коефіцієнт корисної дії машини, продуктивність, споживану потужність, ступінь автоматизації і т. д.

Показники призначення – характеризують властивості продукції, які визначають основні функції, для виконання яких вона призначена, та обумовлюють сферу її застосування. До цієї групи входять:

а) класифікаційні показники, що встановлюють належність виробів до класифікаційного угруповання (класи автомобілів, точність приладів і так далі);

б) експлуатаційні (функціональні), які характеризують корисний результат від експлуатації виробів (швидкодія комп'ютера, точність вимірювального приладу і так далі);

в) конструктивні, такі, що дають точне уявлення про основні проектно-конструкторські вирішення виробів (двигуни дизельні, бензинові, електричні і так далі);

г) показники складу і структури, що, наприклад, визначають зміст в продукції хімічних елементів, їх сполук (відсотковий вміст сірки та золи в коксі і так далі). Показники цієї групи грають основну роль в оцінці рівня якості.

2. Показники надійності характеризують властивості безвідмовності, довговічності, ремонтпридатності та зберігаємості. Ці показники входять до числа найважливіших показників якості об'єкту, особливо якщо останній працює в динамічному режимі (наприклад, транспортні засоби, турбіни і генератори, двигуни і т. д.).

3. Показники технологічності характеризують властивості продукції, що зумовлюють оптимальний розподіл затрат матеріалів, часу і засобів праці при технічній підготовці виробництва, виготовленні і експлуатації продукції. Це показники трудомісткості, матеріало- і фондомісткості, собівартості виробів.

4. Показники стандартизації і уніфікації характеризують насиченість продукції стандартними, уніфікованими і оригінальними частинами, а також рівень уніфікації із іншими виробами. Основні показники уніфікації – коефіцієнти вживаності, повторюваності, взаємній уніфікації для груп виробів, питома вага оригінальних деталей (вузлів

5. Ергономічні показники характеризують систему «людина – виріб» і враховують комплекс властивостей людини, що виявляються у виробничих і побутових процесах. До них відносяться гігієнічні (освітленість, температура, тиск, вологість), антропометричні (одяг, взуття, меблі, пульти управління) і психофізіологічні (швидкісні і силові можливості, пороги слуху, зір, тощо).

6. Естетичні показники характеризують інформаційну виразність, раціональність форми, цілісність композиції, досконалість виробничого виконання, стабільність товарного виду (характеристики художніх стилів, відтінків, запахів, гармонійності і так далі).

7. Патентно-правові показники характеризують ступінь оновлення технічних рішень, використаних в продукції, їх патентний захист, а також спроможність безперешкодної реалізації продукції в нашій країні і за кордоном (кількість або питома вага запатентованих або ліцензованих деталей (вузлів), тощо). Патентний-правові показники характеризують кількість і ваговитість нових винаходів, патентів, реалізованих в об'єкті.

Патентна чистота об'єкту сьогодні є важливим чинником конкурентоспроможності продукції на міжнародних ринках.

8. Економічні показники характеризують затрати на розробку, виготовлення, експлуатацію або споживання продукції, якості продукції (різні види витрат, собівартість, ціна та ін.), що враховуються в інтегральному показнику, при зіставленні різних зразків продукції – техніко-економічні показники.

9. Екологічні показники характеризують рівень шкідливих дій на довкілля, що виникають при експлуатації або споживання продукції. Наприклад, зміст шкідливих домішок, що викидаються в довкілля, ймовірність викиду шкідливих часток, газів, випромінювань при зберіганні, транспортуванні і використанні продукції.

10. Показники безпеки характеризують особливості продукції, що зумовлюють при її експлуатації або споживанні безпеку людини. Вони відображають вимоги до норм та засобів захисту людей, що перебувають в зоні можливої небезпеки при виникненні аварійної ситуації.

11. Показники транспортабельності характеризують пристосованість продукції до транспортування, що не супроводжується її використанням або споживанням.

За ознакою – методи визначень, значення показників якості продукції підрозділяються по способам та джерелам отримання інформації. Розрізняють наступні методи:

1. Вимірювальний метод, заснований на інформації, що одержується з використанням технічних вимірювальних засобів. Наприклад, за допомогою вимірювального методу визначаються значення показників: маса виробу, сила струму, довжина предмету, швидкість автомобіля та інше.

2. Реєстраційний метод: заснований на використанні інформації, що одержується шляхом підрахунку числа певних подій, предметів або затрат. Наприклад, кількості відмов виробу при випробуваннях, числа частин складного виробу (стандартних, уніфікованих, оригінальних, захищених авторськими свідоцтвами або патентами, тощо). Цим методом визначаються показники надійності, стандартизації і уніфікації, патентно-правові та інше.

3. Розрахунковий метод, при якому значення показників якості обчислюються по значенням параметрів продукції, знайдених іншими методами. Для цього необхідно мати теоретичні або емпіричні залежності показників якості від параметрів продукції. Цим методом користуються при проектуванні продукції, коли остання ще не може бути об'єктом експериментальних досліджень.

4. Органолептичний метод: заснований на аналізі сприйняття органів чуття (зору, нюху, дотику, слуху, смаку) без застосування технічних вимірювальних або реєстраційних засобів. Тому точність методу залежить від кваліфікації, досвіду та здібностей осіб, що проводять оцінку. При органолептичному методі можуть використовуватися технічні засоби, що підвищують роздільні здатності органів чуття (лупа, мікроскоп, слухова трубка, тощо). Метод широко застосовується для визначення показників якості продукції, використання якої пов'язане з емоційними діями на споживача (напої, кондитерські, парфумерні, швейні вироби, тощо). Зазвичай органолептичний метод застосовується спільно із експертним. При органолептичному методі використовують бальні оцінки показників якості.

5. Метод опитувань, який можна застосовувати в різних формах, що одержали назви: соціологічний та експертний. Соціологічний метод: заснований на збиранні та аналізі думок фактичних або можливих споживачів продукції. Соціологічний метод іноді застосовують для визначення коефіцієнтів вагомості показників якості продукції. Експертний метод: заснований на урахуванні думок групи спеціалістів – експертів, в яку можуть входити товарознавці, дизайнери, дегустатори, тощо. Метод застосовується у поєднанні з органолептичним методом для ухвалення рішення при атестації якості продукції, при визначенні коефіцієнтів вагомості показників якості та в інших випадках.

По стадії визначення показники розділяють на групи:

- прогностні,
- проектні,
- виробничі,
- експлуатаційні.

За способом вираження показники можуть бути: у натуральних чи безрозмірних одиницях (наприклад бали, відсотки). У вартісному вираженні.

По характеру використання для оцінки рівня якості застосовують базові та відносні групи показників якості продукції.

1. Базові значення показників якості продукції – це показники якості еталонного або базового зразка. При оцінці продукції, що випускається: за базовий зразок приймають продукцію, показники якості якої відповідають світовому рівню або вітчизняним зразкам.

Вибір базових зразків виконується відповідними галузевими, головними та базовими організаціями по стандартизації.

2. Відносні показники якості продукції, оцінюється по сукупності показників.

Для оцінки рівня якості продукції використовуються наступні методи: диференціальний, комплексний і змішаний.

Диференціальний метод оцінки рівня якості полягає в порівнянні одиничних показників якості оцінюваної продукції (вироби) із відповідними одиничними показниками якості базового зразка.

Обмеження для застосування диференціального методу оцінки рівня якості полягає у труднощах ухвалення рішення по значенням багатьох одиничних показників якості.

Комплексний метод оцінки рівня якості передбачає використання комплексного (узагальненого) показника якості. При цьому методі рівень якості визначається відношенням узагальненого показника якості оцінюваної продукції до узагальненого показника якості базового зразка. Вся складність комплексної оцінки полягає в об'єктивному знаходженні узагальненого показника. Можливі два підходи при визначення узагальненого показника.

Якщо можна виділити головний показник, що характеризує основне призначення виробу або продукту, і встановити функціональну залежність головного показника від останніх одиничних показників.

Головним показником може бути, наприклад, продуктивність машин, ресурс, питома собівартість та інше.

Як узагальнений може використовуватися інтегральний показник якості, що показує величину корисного ефекту від експлуатації або споживання продукції, що припадає на кожну гривню сумарних витрат на її створення та експлуатацію або споживання.

У тих випадках, коли неможливо побудувати функціональну залежність, виходячи з основного призначення продукції, застосовують зважені середньоарифметичні показники.

Диференціальний та комплексний методи оцінки рівня якості продукції не завжди вирішують поставлені задачі. При оцінці складної продукції, що має широкую номенклатуру показників якості, за допомогою диференціального методу практично неможливо зробити узагальнювальний висновок, а використання тільки одного комплексного методу не дозволяє об'єктивно врахувати всі значущі властивості оцінюваної продукції. У цих випадках оцінку рівня якості виконують змішаним методом, що використовує одиничні та комплексні показники якості. При цьому методі одиничні показники якості об'єднуються в групи (наприклад, показники призначення, ергономічні, естетичні) і для кожної групи визначають комплексний показник. При цьому окремі, найбільш важливі показники не об'єднують в групи, а використовують як одиничні. За допомогою одержаної сукупності комплексних та одиничних показників оцінюють рівень якості продукції диференціальним методом.

Можливе, також, використання узагальнювальних показників, які характеризують якість продукції, що випускається, незалежно від її виду та призначення. До них, зокрема, можуть відноситися:

- обсяг та питома вага виробництва окремих видів прогресивних, високоефективних виробів в загальному випуску продукції даної групи;
- економічний ефект від використання продукції підвищеної якості;

– показники сортності для продукції низки галузей промисловості.

Узагальнювальні показники якості використовуються в планах підприємств, науково-дослідних і проектно-конструкто-рських організацій. По рівню цих показників можна судити про якість продукції, що випускається, загалом на підприємстві або галузі.

1.3 Контроль якості продукції

Контроль якості має багатовікову історію. Ще декілька сторіч тому покупці зерна й бавовни перевіряли властивості товару, проколюючи мішки із зерном або бавовною, щоб узяти пробу. Але не всі мішки проколювали, тобто контроль вже був вибірковий. Можна допустити, що в ті часи не було наукового розрахунку узяття проб, і слід припустити, що це було справою досвіду, як продавців, так і покупців товару.

Поняття контролю якості виробів виникло в XIX ст. і пов'язане з органолептичною перевіркою чи вимірюванням певних характеристик виробів для розділу на їх якісні і дефектні.

До тих пір, поки ремісник суміщав у собі функції й виробника, і контролера, не було проблем з оцінкою якості виготовленої продукції. Усе змінилося з появою розподілу праці. Принцип розподілу праці зажадав вирішення проблеми взаємозамінності й точності виробництва. До цього при ремісничому способі виробництва продукції забезпечення точності готового продукту проводилося по зразках або методами підгонки деталей, що сполучалися. Але робочі першої фабричної мануфактури, здатні виконувати прості операції процесу, не могли відповідати за якість готової продукції. Була впроваджена посада контролера. Ураховуючи значні варіації параметрів виробу при масовому виробництві, ставало ясно, що потрібний критерій якості виробництва продукції, що дозволяє обмежити відхилення розмірів при виготовленні виробів.

Як такий критерій Ф. Тейлором були запропоновані інтервали, що встановлюють межі відхилень параметрів у вигляді нижніх і верхніх границь. Поле значень такого інтервалу стали називати допуском.

Установлення допуску привело до протистояння інтересів конструкторів і виробничників: одним зменшення допуску забез-

печувало підвищення якості з'єднання елементів конструкції, іншим – створювало складнощі зі створенням технологічної системи, що забезпечує необхідні значення варіацій процесу. Очевидно також, що за наявності дозволених границь допуску у виготовників не було мотивації «тримати» показники (параметри) виробу якомога ближче до номінального значення параметра, це при масовому виробництві приводило до виходу значень параметра за границі допуску.

Прагнення до виробництва високоякісної продукції привело до гіпертрофованого роздування на промислових підприємствах контрольного апарату. Потреба зменшення кількості контролерів привело до необхідності нормування функцій контролю, і із часом, розробки наукового підходу до оцінки якості продукції. Почали розроблятися статистичні методи контролю якості.

Впровадження статистичних методів дозволило значно скоротити трудомісткість операцій контролю і значно понизити чисельність інспекторів (контролерів). Перше застосування наукових методів статистичного контролю було зафіксоване в 1924 році, коли В. Шухарт використовував для визначення долі браку продукції контрольні карти.

Філософія Едварда Демінга підсумована в такий спосіб:

Демінг вважав, що шляхом прийняття відповідних принципів керування, організації можуть підвищити якість і одночасно знизити витрати (за рахунок скорочення кількості відходів, перероблення, виснаження персоналу й судових розглядів, при одночасному підвищенні лояльності клієнтів). Ключ у тім, щоб практикувати безперервне вдосконалювання й представляти виробництво як систему, а не як шматочки й частини.

Одночасно з Шухартом, в фірмі «Bell Telephone Laboratories». в середині 20-х років інженером Г. Ф. Доджем була запропонована теорія приймального контролю, що здобула незабаром світову популярність. Основи цієї теорії були викладені в 1944 році в його сумісній з Х. Г. Роллінгом роботі «Sampling Inspection Tables – Single and Double Sampling».

Великий внесок в систему забезпечення якості контролю в середині 20-го століття внесли американські учені Д. Нойман, Э. Пірсон, Е. Фішер. Серед їх розробок найбільшу популярність здобула теорія перевірки статистичних гіпотез. Можна відзначити, що сьогодні без знання теорії помилок першого і другого роду неможлива раціональна оцінка вибраного методу статистичного контролю.

Під час другої світової війни брак ресурсів примусив шукати нові методи контролю з можливо малим числом виробів, що перевірялися, особливо при руйнуючому контролі. У 40-х роках 20-го сторіччя А. Вальд (США) розробив теорію послідовного аналізу. Застосування теорії послідовного аналізу було настільки ефективне (витрати на контроль при однаковій вірогідності помилок знижуються до 60% в порівнянні з традиційними методами), що в США вона була оголошена секретним документом і опублікована тільки після закінчення війни.

У післявоєнний час і в США, і в Європі з'явилися національні стандарти по якості. Центральна роль в розробці нормативних документів в області якості належить Міжнародній організації по стандартизації (ISO). Починаючи з 90-х років, ідеї теорії варіацій, статистичного управління процесами (SPC) опанювались не тільки спеціалістами математиками, але і стали невід'ємними інструментами менеджерів і працівників служб якості.

Великий вплив на Філософія Едвардса Демінга, як філософії якості, надав Едвард Демінг (США). На початку 50-х років Демінг проводив широкомасштабне навчання японських фахівців новим методам забезпечення якості, особливу увагу при цьому звертаючи на статистичні методи управління якістю. Його діяльність була настільки успішною, що вже в 60-х роках американцям довелося поступитися японським фірмам значною частиною ринків збуту, у тому числі і в самих США.

Американський науковий вплив на вдосконалення систем забезпечення якості привів до створення японської наукової школи в області якості, серед представників яких слідуює, перш за все, відзначити К. Ісікаву і Р. Тагуті, що внесли великий вне-

сок до розвитку статистичних методів в управлінні якістю. Так Каору Ісікава вперше в світовій практиці запропонував оригінальний графічний метод аналізу причинно-наслідних зв'язків, що отримав назву «Діаграми Ісікави». Сьогодні практично неможливо знайти таку область діяльності за рішенням проблем якості, де б не застосовувалася діаграма Ісікави.

Геніті Тагуті – відомий в другій половині 20-го століття японський фахівець в області статистики. Він розвиває ідеї математичної статистики, що відносяться, зокрема, до статистичних методів планування експерименту і контролю якості. Тагуті вперше з'єднав математичною залежністю економічні витрати і якість, ввівши поняття функції втрат якості. Він першим показав, що втрати якості з'являються з моменту неспівпадання номінального, заданого технічною документацією, значення параметра і значення досліджуваної випадкової величини. Він запропонував враховувати варіації властивостей продукції на різних етапах, що для менеджменту якості з'явилося революційною ідеєю.

Внесли свій науковий внесок у розвиток статистичних методів і радянські учені: В. И. Романовський, Е. Е. Слуцький, Н. В. Смірнов, Ю. В. Лінник і ін. Особливо інтенсивно в СРСР розроблялися статистичні методи дослідження і контролю якості в масовому виробництві, (Ю. П. Адлер і ін.).

У 50–70-х роках минулого сторіччя на ряду підприємств оборонного комплексу СРСР активно проводилися (під впливом японського досвіду по підвищенню якості) роботи по впровадженню систем управління якістю (у Саратові – БІП, в Горькому – КАНАРСПІ, в Ярославлі – НОРМ, в Львові – КСУКП і ін.), в яких статистичні методи в області приймального контролю і регулювання технологічних процесів займали важливе місце в попередженні дефектів продукції.

Узагальнюючи, можна виділити декілька етапів еволюції управління якістю продукції.

- Механічний контроль (до 1900 р.).
- Контроль майстра (1900–1920 рр.).
- Інспекційний контроль (1920–1940 рр.).
- Статистичний контроль (1940–1960 рр.).

- Забезпечення якості (1960–1980 рр.).
- Загальне управління якістю (1980–2000 рр.).
- Інтегровані системи (з 2000 г.– по теперішній час).

На першому етапі кожен працівник сам відповідав за продукцію власного виготовлення, виконану за допомогою ручної або машинної праці. Тому цей етап дістав умовну назву «Механічний контроль».

Другий етап умовно торкнувся періоду з 1900 по 1920 рр. і дістав назву «Контроль майстра». Суть його полягала в тому, що основна відповідальність за якість лягала на майстра (десятника). Почало розвиватися конвеєрне промислове виробництво. У цей період проходило активне впровадження «системи Тейлора», яка включала такі поняття як верхня і нижня межі якості, поля допусків, вводила вимірювальні інструменти (шаблони і калібри). У ній обґрунтовувалася необхідність вступу незалежної посади інспектора за якістю, були розроблені методи дії на якість продукції, система штрафних санкцій за брак.

Третій етап еволюції управління якістю охопив період з 1920 по 1940 року. Отримало розвиток масове промислове виробництво. Почали з'являтися обґрунтовані Ф. Тейлором інспекції за якістю. Звідси і назва етапу – «Інспекційний контроль». Набув поширення організований 100% контроль якості виробленого товару. Контроль якості переходив до рук спеціально навчених незалежних інспекторів за якістю. Уперше стали застосовуватися методи статистичного контролю: контрольні карти, обґрунтовувалися вибіркові методи контролю якості продукції.

Четвертий етап торкнувся періоду з 1940 по 1960 рр. і дістав умовну назву «Статистичний контроль» оскільки саме в цей час повсюдно поширювалися статистичні методи контролю якості. Після Другої світової війни сталося збільшення об'ємів виробництва продукції. Виникла потреба в робочій силі, якої явно не вистачало. Якість продукції, процесів, діяльності визначалося як відповідність ринковим вимогам. Здійснювався контроль проектування і виробництва.

П'ятий етап охопив період з 1960 по 1980 рр. і дістав умовну назву «Забезпечення якості».

На цьому етапі великий внесок у розвиток управління якістю внесли Е. Демінг і Дж. Джуран. Їм вдалося переконати керівництво японських компаній у важливості забезпечення якості продукції. Вони відводили особливу роль в забезпеченні якості продукції саме вищому керівництву фірми. Е. Демінгом були сформульовані 14 принципів, які були покладені в основу реформування системи менеджменту виробництва в Японії. Філософія якості і методи її забезпечення, розроблені цими ученими, пізніше лягли в основу теорії Загального управління якістю, англійською мовою – Total Quality Management (TQM).

У цей період американським фахівцем за якістю А. Фейгенбаумом була розроблена ідея комплексного управління якістю, яка передбачала облік усіх чинників, що впливають на якість, управління якістю на усіх етапах виробництва і між усіма підрозділами компанії. В цей час набула поширення концепція «систем забезпечення якості», яка забезпечувала вже не лише проектування і виготовлення якісної продукції, але і якість усієї діяльності фірми.

Завдяки Е. Демінгу, Дж. Джурану, А. Фейгенбауму, К. Ісікаві і іншим в Японії стався прискорений процес поліпшення якості продукції. Було створено японське «диво» Якість визначалася як задоволення вимог і потреб замовників і службовців. Здійснювався контроль усієї діяльності виробника.

На шостому етапі, який можна назвати «Загальне управління якістю» відбувається посилене поширення принципів TQM, орієнтованих на постійне поліпшення якості, мінімізацію виробничих витрат і своєчасність постачання. Відбувається подальший міжнародний розподіл праці, становлення транснаціональних виробничих систем і глобальних міжнародних ринків. Розробляються міжнародні стандарти ISO 9000. Посилюється конкуренція на міжнародному ринку. Основною метою цих стандартів стало забезпечення якості продукції, що вимагалася споживачем і наданні йому доказів в здатності підприємства виконати це. Сформована нова концепція якості, що фокусується на споживачі.

На сьомому етапі, якому на нашу думку, підходить назва «Інтегровані системи», відбувається подальше вдосконалення

міжнародних стандартів, посилення впливу суспільства на розвиток виробничих процесів і охорону довкілля. Широкого поширення набувають міжнародні стандарти HAASP, OHSAS і багато інших. Створюються інтегровані системи управління якістю. Посилюється громадський рух на захист довкілля, приймаються урядові рішення по посиленню вимог стандартів в харчовій промисловості тощо.

З'являються нові управлінські технології, в т. ч.: Реінжиніринг (BPR), Система Загального обслуговування устаткування (TPM), Система «Впорядкування»(5 S), Шість сигм (6σ), Збалансована система показників (BSC), концепція «Бережливе виробництво» (Lean production) і багато інших, що ґрунтуються на міжнародних стандартах ISO 9000.

До теперішнього часу в міжнародних стандартах накопичений і закріплений великий практичний досвід, що дозволяє організувати на підприємствах ефективну роботу в області якості.

РОЗДІЛ 2 ОСНОВНІ ВИЗНАЧЕННЯ ТЕОРІЇ КОНТРОЛЮ

2.1 Умова придатності і ймовірність придатності виробів

Рішення задач, для яких призначені результати вимірювань, отримані за допомогою засобів контролю (вимірювань) можливо лише при правильному раціональному виборі характеристик точності засобів контролю (та і взагалі будь-яких ЗВТ). У зв'язку з цим при виборі характеристик точності повинні бути виконані наступні вимоги:

1) задані значення критеріїв оптимальності (якості) рішення задачі, для яких призначені результати вимірювання;

2) визначені такі значення показників точності результатів вимірювань, які забезпечують задані значення критеріїв оптимальності рішення конкретної вимірювальної задачі;

3) здійснений раціональний розподіл сумарної похибки вимірювань по складовим методичної і інструментальної. Причому інструментальна складова визначає номенклатуру і нормовані значення характеристик точності вірно обраних ЗВТ.

Критеріями якості процесів контролю продукції є показники достовірності або ймовірності помилок контролю. Дійсно, ідеальне рішення задачі контролю полягає в тому, щоб пропустити всі вироби, які задовольняють заданим нормам на параметри їх якості і не пропустити непридатних по цих параметрів виробів, тобто в безпомилковому рішенні альтернативи – придатні або непридатні контрольовані вироби.

Проте по ряду суб'єктивних і об'єктивних причин такий ідеальний розв'язок задачі контролю неможливий. До суб'єктивних причин можна віднести обмеженість вибірки при вибірковому контролі продукції (можна було б здійснити і суцільний контроль партії продукції, але простіше і дешевше обійтися вибірковим), промахи контролерів і та ін. До об'єктивних – похибки зміни контрольованих параметрів, мінливість умов контролю або неточності їх відтворення. Внаслідок цих причин результати контролю можуть містити помилки: першого роду – визнання (за результатами контролю) в дійсності придатного виробу непридатним (дефектним) і другого роду – визнання непридатного виробу прида-

тим. Ймовірність помилок першого P_1 і другого P_2 роду і є загальноприйнятими критеріями якості процесів контролю.

Отже, для раціонального вибору характеристик точності ЗВТ (засобів контролю), що використовуються при контролі у кожному конкретному випадку повинні бути задані допустимі значення, P_{2p} ймовірностей P_1 і P_2 .

Для простоти і наглядності подальших міркувань в якості єдиного джерела помилок контролю ми прийемо інструментальну похибку вимірювань контрольованого параметра, тобто вважатимемо, що ймовірності P_1 і P_2 (або, принаймні, відомі їх частини) цілком обумовлюються похибками засобів контролю. При цьому ми вважаємо, що або методичні складові неістотні в порівнянні з інструментальними, або відомі способи раціонального синтезу методичних і інструментальних складових по сумарній похибці вимірювань контрольованого параметра

Причини вибору характеристик точності засобів контролю у великій мірі залежать від технічного змісту і об'єктів контролю.

Так, при суцільному або вибірковому контролі масової продукції (партій виробів) ймовірності помилок P_1 і P_2 характеризують середні частки неправильно забракованих і неправильно пропущених виробів серед всієї контрольованої сукупності. В цьому випадку ймовірністю помилок контролю кожного конкретного екземпляра виробів, як правило, не цікавляться. Інша справа – контроль унікальних відповідальних виробів. Тут важлива ймовірність помилок контролю «не в середньому», а конкретно для кожного індивідуального виробу.

Розглянемо спочатку перший випадок – коли ймовірність помилок контролю оцінюється і нормується в середньому для всієї сукупності контрольованих виробів, а потім приведемо необхідні доповнення, які відображають специфіку другого випадку – коли ймовірність помилок оцінюється і нормується для індивідуального контролю конкретних екземплярів виробів.

Умова придатності виробу по контрольованому параметру X визначається нерівністю:

$$X_H + \Delta_H \leq X_D \leq X_H + \Delta_B, \quad (2.1)$$

де X_H, X_D – номінальне і дійсне (істинне) значення контрольованого параметра;

Δ_H, Δ_B – нижня і верхня границі технологічного допуску на контрольований параметр (або виробничого допуску на вихідний параметр якості виробу).

Вважаючи $X_D - X_H = \Delta_T$ (Δ_T – технологічне відхилення контрольованого параметра від номінального значення), умову придатності можна представити у вигляді:

$$\Delta_H \leq \Delta_T \leq \Delta_B \quad (2.2)$$

Для конкретного екземпляра виробу Δ_T має певне постійне значення. Для сукупності що поступають на контроль виробів Δ_T є випадковою величиною. Якщо позначити через $\psi(\Delta_T)$ густину розподілу Δ_T , то на підставі нерівності (2.2) ймовірність того, що на контроль поступить придатний виріб дорівнює:

$$P_T = \int_{\Delta_H}^{\Delta_B} \psi(\Delta_T) d\Delta_T \quad (2.3)$$

По суті, ймовірність P_T характеризує частку придатних серед всіх виробів, що поступають на контроль.

Вигляд функції $\psi(\Delta_T)$, а також значення її параметрів – математичного очікування і дисперсії – обумовлюються характером виробництва контрольованих виробів, точністю і стабільністю технологічних операцій і та ін. Наприклад, для технологічних процесів, під час виконання яких оператор або автомат прагнуть лише «укласти» параметр X в межі допусків, не дотримуючись якого-небудь переважаючого (в межах допусків) значення, характерний рівномірний розподіл величини. Якщо фінішною операцією процесу виробництва виробів є «підгонка під номінал», то розподіл буде усіченим нормальним. Можливі і інші розподіли в тому числі і модальні.

Умова приймання контрольованих виробів по параметру X має наступний вигляд:

$$X_H + \Delta_H \leq X_B \leq X_H + \Delta_B, \quad (2.4)$$

де X_B – результат вимірювання параметра X при контролі виробу.

Враховуючи, що $X_B = X_D + \Delta_K$ (Δ_K – похибка вимірювань, асоційована нами з похибкою засобів контролю), отримаємо умову приймання у вигляді:

$$X_H \leq \Delta_T + X_K \leq \Delta_B \quad (2.5)$$

Таким чином приймання (визнання придатним) контролюваного виробу відповідає події S , яка визначається виразом (2.5) і полягає в тому, що сума технологічного відхилення контролюваного параметра і похибки його вимірювання лежить в межах технологічних допусків.

Природно, подія S^A обернена події S і полягає у визнанні виробу непридатним, відповідає нерівностям:

$$\Delta_T + \Delta_K > \Delta_B, \text{ або } \Delta_T + \Delta_K < \Delta_H \quad (2.6)$$

2.2 Ймовірність помилок контролю

Очевидно, що складна подія, яка відповідає помилці контролю першого роду, полягає в сумісному здійсненні двох простих подій: події A визначеної нерівністю (2.2), яка полягає в тому, що на контроль надійде придатний виріб і події S , що визначається нерівностями (2.6) і полягає у вибракуванні виробу.

Як впливає з нерівності (2.2) і (2.6). події A і S^A не є незалежними (оскільки в зазначені нерівності входять одна і та ж величина Δ_T). Тому на підставі виразів (2.3) і (2.6) ймовірність помилки першого роду визначиться як

$$P_1 = \int_{\Delta_H}^{\Delta_B} \phi(\Delta_T) \left[\int_{\Delta_B - \Delta_T}^{\infty} \phi(\Delta_K) d\Delta_K \right] d\Delta_T + \int_{\Delta_H}^{\Delta_B} \phi(\Delta_T) \left[\int_{-\infty}^{\Delta_H - \Delta_T} \phi(\Delta_K) d\Delta_K \right] d\Delta_T, \quad (2.7)$$

де $\phi(\Delta_K)$ – густина розподілу похибки засобів контролю; інтеграли які стоять в квадратних дужках, відповідають умовній ймовірності події S^A за умови здійснення події А.

Значення P_1 отримується шляхом усереднювання умовної (за умови, що реалізувалося деяке значення Δ_T) ймовірності вибракування виробу за всіма значеннями Δ_T з урахуванням густини $\phi(\Delta_K)$ їх розподілу. Ймовірність помилки контролю другого роду:

$$P_2 = \int_{\Delta_B}^{\infty} \phi(\Delta_T) \left[\int_{\Delta_B - \Delta_T}^{\Delta_B - \Delta_T} \phi(\Delta_K) d\Delta_K \right] d\Delta_T + \int_{-\infty}^{\Delta_H} \phi(\Delta_T) \left[\int_{\Delta_B - \Delta_T}^{\Delta_B - \Delta_T} \phi(\Delta_K) d\Delta_K \right] d\Delta_T \quad (2.8)$$

В контрольній практиці досить часто мають місце випадки, коли бажаючи зменшити ймовірність помилки контролю другого роду (більш небезпечної за наслідками), вводять зменшені в порівнянні з Δ_H і Δ_B контрольні допуски:

$$|\Delta_{KH}| < |\Delta_H|, |\Delta_{KB}| < |\Delta_B|$$

Тоді відповідно змінюються границі інтегралів, що стоять в квадратних дужках формул (2.7) і (2.8): замість $(\Delta_B - \Delta_T)$ буде $(\Delta_{KH} - \Delta_T)$, а $(\Delta_H - \Delta_T)$ заміниться $(\Delta_{KH} - \Delta_T)$.

Інтеграл:

$$P(\Delta_T, \Delta_K) = \int_{\Delta_H - \Delta_T}^{\Delta_B - \Delta_T} \Phi(\Delta_K) d\Delta_K \quad (2.9), \text{ або } P(\Delta_T, \Delta_K) = \int_{\Delta_{KB} - \Delta_T}^{\Delta_{KB} - \Delta_T} \Phi(\Delta_K) d\Delta_K \quad (2.9)$$

є аналітичним виразом операційної характеристики процесу контролю зразків виробів, яка характеризує залежність ймовірності визнання виробу придатним від значень Δ_T при заданій густині розподілу похибки контролю Δ_K і її моментів $M[\Delta_K]$, $D[\Delta_K]$. Ха-

ракетний вигляд оперативної характеристики для рівномірного розподілу похибки Δ_K з математичним очікуванням $M[\Delta_K]=0$ і середнім квадратичним відхиленням $\sigma[\Delta_K]=\frac{\Delta_{kp}}{\sqrt{3}}$ (Δ_{kp} – граничне значення похибки Δ_K) показаний на рис.2.1.

Інтеграли:

$$Q_1(\Delta_T, \Delta_K) = \int_{\Delta_B - \Delta_T}^{\infty} \phi(\Delta_K) d\Delta_K$$

$$Q_2(\Delta_T, \Delta_K) = \int_{-\infty}^{\Delta_H - \Delta_T} \phi(\Delta_K) d\Delta_K$$

у формулі (2.7) є доповненням функції $P(\Delta_T, \Delta_K)$ до одиниці на відповідних ділянках значень Δ_T .

З урахуванням цього, формулам (2.7) і (2.8) можна надати більш простий і більш зручний для розрахунків вигляд: $P(\Delta_T, \Delta_K)$

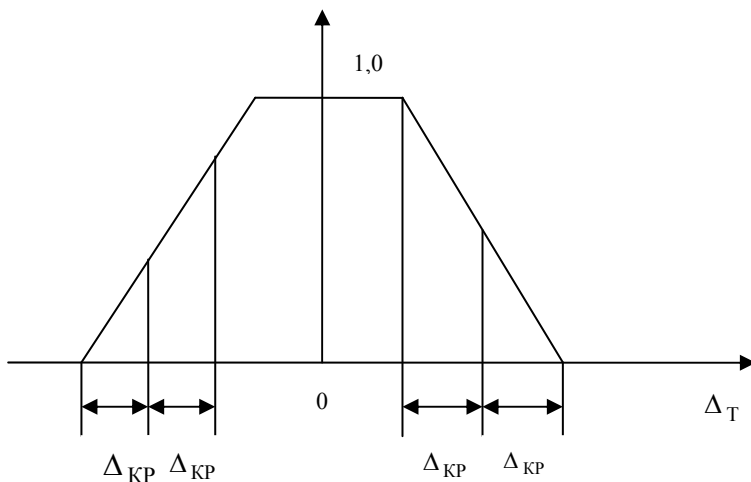


Рисунок 2.1. Оперативна характеристика при рівномірному розподілі похибки контролю

$$P_1 = \int_{\Delta_H}^{\Delta_B} \phi(\Delta_T) Q(\Delta_T, \Delta_K) d\Delta_T \quad (2.9)$$

$$P_2 = \int_{\Delta_H}^{\infty} \phi(\Delta_T) P(\Delta_T, \Delta_K) d\Delta_T + \int_{-\infty}^{\Delta_H} \phi(\Delta_T) P(\Delta_T, \Delta_K) d\Delta_T \quad (2.10)$$

Формули (2.9) і (2.10) дозволяють здійснити цілеспрямований пошук (шляхом чисельного або графічного інтегрування) таких значень похибки Δ_{KP} (або її складових до $M[\Delta_K]$, $\sigma[\Delta]$), які за відомих Δ_H і Δ_B , $M[\Delta_K]$, $\sigma[\Delta]$ забезпечили б допустимі значення ймовірності P_1 , P_2 .

В технічній літературі з контролю наводять вже готові графіки, таблиці і номограми для вибору Δ_{KP} в залежності від P_{1p} , P_{2p} , Δ_H , і Δ_B , $M[\Delta_T]$ при різних законах розподілу Δ_T і Δ_K . Проте неможливо передбачити всі випадки, що зустрічаються в практиці. Тому ми так детально розглянули основні принципи і положення, якими слід керуватися під час самостійного вирішенні питань, пов'язаних з правильним вибором засобів контролю.

Приклад. Здійснюється контроль партій керамічних резисторів номіналом 10 кОм. Допустимі відхилення від номіналу ± 1 кОм. Відомо (на підставі статичного аналізу виробництва резисторів або попереднього досвіду), що в поступаючих на контроль партіях приблизно 20% резисторів дефектні.

Необхідно перевірити, чи правильно вибрано засіб контролю – Омметр класу 1, якщо ймовірність помилки контролю першого роду складає 5%, другого роду – 2,5%. Ми спеціально навели такі початкові дані (як правило, вони такими і є), які не дозволяють відразу скористатися готовими рекомендаціями, таблицями або графіками, а вимагають попередніх роздумів.

По-перше, необхідно вирішити, які прийняти закони розподілу Δ_B і Δ_K . Що стосується похибки Δ_K , то, оскільки заданий лише клас точності засобу контролю, закон її розподілу може бути прийнятий рівномірним в межах від $-0,1$ до $+0,1$ кОм, тобто $\Delta_{KP} = 0,1$ кОм.

За відсутності яких-небудь даних про реальний розподіл значень Δ_T і Δ_K для них може бути прийнятий рівномірний розподіл

(який дає деякий запас точності в порівнянні з розрахунками, виконаними для інших законів розподілу). По-друге необхідно визначити гранично можливі значення для технологічного відхилення опорів в контрольованих партіях.

Оскільки нам заданий лише ймовірний відсоток дефектних виробів 20%, то, припустивши, що ймовірність виходу за позитивну і негативну границі поля допуску дефектних опорів однакова, можна прийняти Δ_T , кОм

$$\Delta_{TP} = (\Delta_B + \frac{0,2}{2}) = 1,1 \text{ кОм.}$$

Оперативна характеристика контролю резисторів для вказаних умов приведена на рис. 2.2 (оскільки межі поля допусків на Δ_{TP} і Δ_K симетричні, на рисунку показана лише одна половина операційної характеристики). Вертикальними лініями заштрихована ділянка, яка відповідає «невизначеності висновків» про придатність резисторів, тобто придатні опори, які потрапляють на цю ділянку, можуть бути помилково забраковані. Горизонтальними лініями заштрихована ділянка, яка відповідає «невизначеності висновків» про непридатність (дефектність) контрольованих резисторів.

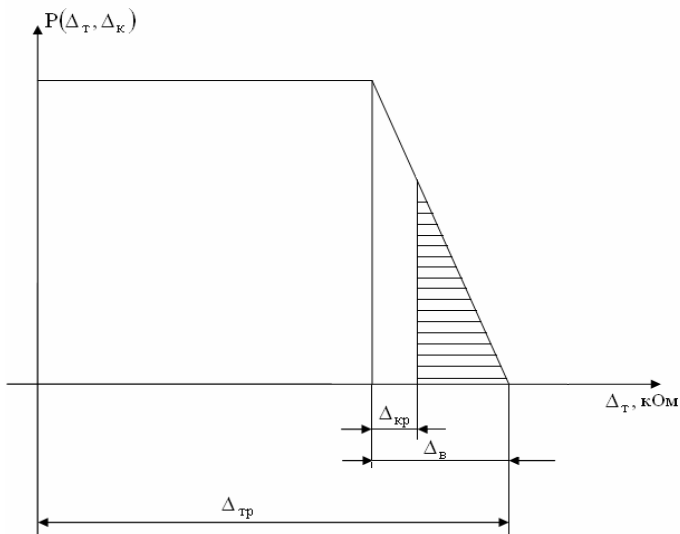


Рисунок 2.2. Оперативна характеристика контролю партій резисторів

Аналітичний вираз оперативної характеристики для цих ділянок має вигляд:

$$P(\Delta_T, \Delta_K) = \frac{(\Delta_B + \Delta_{KP} - \Delta_T)}{(2 \cdot \Delta_{KP})} \quad (2.11)$$

$$Q(\Delta_T, \Delta_K) = 1 - P(\Delta_T, \Delta_K) = \frac{\Delta_T + \Delta_K}{2\Delta_{KP}} \quad (2.12)$$

Тепер, скориставшись формулами (2.9), (2.10), (2.11), (2.12) і прийнявши:

$$\varphi(\Delta_T) = \begin{cases} \frac{1}{(2\Delta_{TP})} & \text{при } |\Delta_T| \leq |\Delta_{TP}| \\ 0 & \text{при } |\Delta_T| > |\Delta_{TP}| \end{cases},$$

знайдемо:

$$P_1 = \frac{2}{4\Delta_{TP} \cdot \Delta_{PP}} \int_{\Delta_B - \Delta_{KP}}^{\Delta_B} (\Delta_T + \Delta_{KP} - \Delta_B) d\Delta_T = \frac{\Delta_{KP}}{4\Delta_{TP}} \quad (2.13)$$

$$P_2 = \frac{2}{4\Delta_{TP} \cdot \Delta_{PP}} \int_{\Delta_B}^{\Delta_B - \Delta_{KP}} (\Delta_T + \Delta_{KP} - \Delta_B) d\Delta_T = \frac{\Delta_{KP}}{4\Delta_{TP}} \quad (2.14)$$

Співмножник «2» у формулах (2.13) і (2.14) відображає другу симетричну половину оперативної характеристики; межі інтегрування відповідають ділянкам «невизначеності виводів» про придатність і дефектність резисторів.

Підставивши значення Δ_{KP} і Δ_{TP} отримаємо:

$$P_1 = P_2 = \frac{0,1}{(4 \cdot 1,1) \cdot 100} = 2,3\% < P_{1p} (P_{2p})$$

Отже, засіб контролю обрано правильно.

В контрольній практиці досить часто користуються і такими взаємопов'язаними з P_1 , P_2 показниками, як «ризик виробника» $R_{изг}$, $R_{зак}$.

Ризик виробника характеризує відносну частку неправильно забракованих придатних виробів серед всіх визнаних непридатними (не пропущених за наслідками контролю) виробів і визначається як:

$$R_{\text{изг}} = P_1/P_1 + P_{\text{П.З}} , \quad (2.15)$$

де

$$P_{\text{П.З}} = \int_{\Delta_B}^{\infty} \varphi(\Delta_T) \mathcal{Q}(\Delta_T, \Delta_k) d\Delta_T + \int_{-\infty}^{\Delta_H} \varphi(\Delta_T) \mathcal{Q}(\Delta_T, \Delta_k) d\Delta_T \quad (2.16)$$

– ймовірність вірно забракованих дефектних виробів.

Ризик замовника характеризує відносну частку неправильно пропущених дефектних виробів серед всіх визнаних за наслідками контролю придатними виробів і визначається як

$$R_{\text{зак}} = P_2/P_2 + P_{\text{П.Г}} , \quad (2.17)$$

де

$$P_{\text{П.Г}} = \int_{\Delta_H}^{\Delta_B} \varphi(\Delta_T) P(\Delta_T, \Delta_K) d\Delta_T \quad (2.18)$$

– ймовірність вірно визнаних придатними – у дійсності придатні вироби.

Отже, ми розглянули випадок, коли ймовірність помилок контролю задається в середньому для всієї сукупності контрольованих виробів. Якість (достовірність) процесів індивідуального контролю виробів повністю описується оперативною характеристикою. При цьому ймовірність помилок контролю залежить від конкретних значень контрольованого параметру, тобто індивідуальні для кожного конкретного виробу, а не усереднені по сукупності виробів.

Так, якщо позначити через X_H , X_B , нижню і верхню границі технологічного допуску на контрольований параметр X і прийняти, що контроль здійснюється по цих границях, то ймовірність помилково визнати насправді придатний виріб (для якого $X_H \leq X_D \leq X_B$, де X_D – дійсне відхилення параметру від номінального зна-

чення), непридатним (якщо в процесі контролю реалізувалося або $X_H < X_B$, або $X_H > X_B$, де X_H – вимірне відхилення) дорівнює:

$$P'_1 = P\{X_H \leq X_D \leq X_B / X_H < X_H \text{ або } X_H > X_B\} = \int_{X_H - X_H}^{X_B - X_H} \varphi(\Delta_k) d\Delta_k \quad (2.19)$$

Ймовірність помилково визнати насправді дефектний виріб (для якого $X_D < X_H$ або, $X_D < X_B$) придатним (якщо в процесі контролю реалізувалося $X_H \leq X_H \leq X_B$):

$$P'_2 = P\{X_D < X_H \text{ або } X_D > X_B / X_H \leq X_H \leq X_B\} = 1 - \int_{X_H - X_H}^{X_B - X_H} \varphi(\Delta_k) d\Delta_k \quad (2.20)$$

Враховуючи, що діапазон практично можливих значень похибки ($-\Delta_{KP} \dots \Delta_{KP}$) завжди менше поля технологічних допусків ($X_H \dots X_B$) формули (2.19) і (2.20) можна представити в більш простому і зручному для аналізу вигляді:

$$P'_1 = (\text{або } P'_2) = 1 - \int_{-\infty}^{|X_G - X_H|} \varphi(\Delta_k) d\Delta_k, \quad (2.21)$$

де X_G відповідає тому із значень X_H, X_B до якого ближче отримане при контролі значення X_H . Наприклад при рівномірному законі розподілу похибки контролю в інтервалі від до $-\Delta_{KP}$ до Δ_{KP}

$$P'_{1G} (\text{або } P'_{2G}) = \Delta_{KP} - |X_G - X_H| / 2\Delta_{KP} \quad (2.22)$$

При нормальному розподілі Δ_K з математичним очікуванням $M[\Delta_K] = 0$ і середнім квадратичним відхиленням $\sigma[\Delta_K]$:

$$P'_{1H} (\text{або } P'_{2H}) = 1 - \Phi(|X_G - X_H| / \sigma[\Delta_K]) \quad (2.23)$$

Формули (2.21), (2.22), (2.23) використовуються для розрахунків значень p'_1 якщо $\Delta = \frac{\sigma' \cdot t_P}{\sqrt{Z} - 1}$ або, $X_H > X_B$ і для розрахунків значень p'_2 якщо $X_H \leq X_H \leq X_B$

Такі розрахунки можуть бути проведені для уцінення ціни показників результатів контролю конкретних зразків виробів при зафіксованих (виміряних) для них значень X_H .

Проте на стадії планування процесів контролю виробів, тобто на стадії вибору характеристик точності засобів контролю, конкретні значення X_H не відомі, тому доводиться вибирати ці характеристики для можливих екстремальних умов, наприклад, для випадків коли значення X_H лежить на будь-якій з меж поля допуску X_H, X_B .

Як виходить з (2.22), (2.21), (2.23) в цьому випадку незалежно від граничних значень похибки Δ_K ймовірність помилок контролю буде максимальна і рівна $P'_{1p} = P'_{2p} = 0,5$ тобто виріб у якою виміряне значення контрольованого параметра незначно (в порівнянні з Δ_K) відрізняється від X_H , або X_B з однаковою ймовірністю рівною 0,5, може бути помилково забракований, так і помилково визнано придатним.

Для зменшення значень ймовірності P'_2 (більш небезпечної по наслідках) звичайно вводять звужені, в порівнянні з технологічними, контрольні допуски $|X'_H| < |X_H|, |X'_B| < |X_B|$. Крім того, для апіорного вибору значень Δ_{KP} (на стадії планування процесів контролю) вводять ще один критерій, характеризуючи максимальний вихід значень контрольованого параметру за межі границь поля технологічних допусків у виробі, які за наслідками контролю помилково визнані придатними.

Якщо межі симетричні $|X_H| = X_B = X_G$ і $|X'_H| = X'_B = X'_G$, значення Δ_K визначається як:

$$\Delta_{\min} = \Delta RH + X_G + X'_G \quad (2.24)$$

Позначивши відношення X'_G/X_G через γ з формул (2.21), (2.22), (2.23) і (2.24) для даного випадку отримаємо:

$$P'_2 = 1 - X_G \int_{-\infty}^{1-\gamma} \varphi(X_G \cdot \delta_K) d\delta_K \quad (2.25)$$

$$P'_2 = (\delta_{KP} + \gamma - 1) / (2 \cdot \delta_{KP}) \quad (2.26)$$

де індекс Γ відноситься до рівномірного закону розподілу похибки Δ_K ;

$$P'_{2H} = 1 - \Phi(1 - \gamma) / \delta_{OTK} \quad (2.27)$$

де індекс H відноситься до нормального розподілу похибки Δ_K ;

$$\delta_{\max} = \delta_{KP} + 1 - \gamma \quad (2.28)$$

$$\sigma' = \frac{\Delta}{1,388} = 2,52 \text{ мкм}; \quad \delta_{KP} = \frac{\Delta_{KP}}{X_\Gamma}; \quad \sigma_{OTK} = \frac{\sigma_K}{X_\Gamma}; \quad \delta_{\max} = \frac{\Delta_{\max}}{X_\Gamma}$$

При несиметричних межах поля технологічних допусків відносно заданого номінального значення контрольованого параметра:

$$X_\Gamma = |X_H| + |X_B| / 2$$

Формули (2.25), (2.28) в загальному випадку (при будь-якому відомому законі розподілу Δ_K) і (2.26–2.28) в окремих випадках (при рівномірному і нормальному законі розподілу Δ_K) дозволяють здійснити пошук таких значень $\Delta_{KP}(\Delta_K \cdot \sigma_K)$ і γ які при заданих $X_H, X_B(X_\Gamma)$ забезпечують прийнятні значення P'_2 і δ_{\max} .

Зменшуючи γ , ми можемо отримати скільки завгодно малі значення P'_2 і δ_{\max} навіть при відносно великих Δ_{KP} (аби $|\Delta_{KP}| < X_\Gamma$).

Проте, при цьому різко зростає ймовірність фіктивного забракування насправді придатних виробів. Це зрозуміло, оскільки різко збільшується зона значень контрольованого параметра, в межах якої вироби можуть помилково бракуватися. Так, якщо при контролі по X_H, X_B вона відповідає діапазонам $X_H - \Delta_{KP} \dots X_H; X_B \dots X_B + \Delta_{KP}$ то при контролі по $X'_H = \gamma \cdot X_H, X'_B = \gamma \cdot X_B$ діапазонам $X_H - \Delta_{KP} \dots \gamma X_H; \gamma X_B \dots X_B + \Delta_{KP}$.

Тому, вибираючи Δ_{KP} і γ слід завжди орієнтуватися на економічно раціональні співвідношення між P'_2, δ_{\max} і P'_1 (деякі загальні міркування із цього приводу будуть приведені нижче).

Викладені вище принципи повною мірою відносяться і до вибору характеристик похибки зразкових засобів вимірювань (еталонів), що використовуються при перевірці робочих приладів. Дійсно, перевірка при якій визначається відповідність метрологічних характеристик робочих приладів встановленим нормам, є окремим випадком контролю (засоби вимірювань) і контрольованих параметрів (метрологічні характеристики). Але тут слід відобразити одну характерну особливість.

В метрологічній практиці при виборі характеристик точності засобів перевірки (див. наприклад, МИ 18-79 і МИ 188-79) при оцінках максимально допустимих значень ймовірності помилок перевірки першого роду вводять деяку приграничну область, для якої визнання непридатними придатних ЗВТ, що перевіряються, похибки яких лежать в цій області не слід вважати «фіктивним браком». Це обґрунтовується тим, що для таких ЗВТ існує велика ймовірність виходу їх похибки за межі допустимих значень в перебігу достатньо короткого проміжку часу (меншого, ніж прийнятний для них міжперевірочний інтервал). Отже, забракування таких ЗВТ (неправильне на момент перевірки) здійснюється на користь їх споживачів.

Нижня межа похибки забракування Δ_3 :

$$|\Delta_3| = \beta |\Delta_P| \quad (2.29)$$

де $\beta < 1$; Δ_P – межа значень похибки ЗВТ, що перевіряються.

Поняття «фіктивний брак» відносять в даному випадку тільки до тих забракованих за наслідками перевірки ЗВТ, у яких дійсні значення похибки Δ задовольняють нерівності:

$$(|\Delta_P| - |\Delta_{OP}|) < |\Delta| < \beta |\Delta_P| \quad (2.30)$$

де Δ_{OP} (замість Δ_{KP} раніше) – межа значень похибок, що допускаються, похибки застосованих для перевірок зразкових ЗВТ. Тоді на підставі формули (2.9) максимальна частка фіктивно забракованих засобів вимірювань з загального числа поступивши на перевірку придатних ЗВТ:

$$P_{\phi, \beta} = \int_{-\beta}^{\beta} \varphi(\delta) \left[1 - \int_{\delta-a}^{\gamma} \varphi(\delta_0) d\delta_0 \right] d\delta \quad (2.31)$$

де $\varphi(\delta)$ – густина розподілу нормалізованих значень Δ/Δ_p похибки перевіряємих ЗВТ, $\varphi(\delta_0)$ – густина розподілу нормалізованих значень Δ_0/Δ_p похибки зразкового ЗВТ:

$$a = \frac{\Delta_{op}}{\Delta_p}.$$

Для прийнятих позначень ймовірності помилки перевірки другого роду по аналогії з формулою (2.25):

$$P'_{2n} = 1 - \int_{-\infty}^{1-\gamma} \varphi(\delta_0) d\delta_0 \quad (2.32)$$

Або наприклад, для рівномірного закону розподілу похибки зразкового ЗВТ (по аналогії з формулою (2.26)):

$$P'_{Pr} = \frac{a + \gamma - 1}{2a} \quad (2.33)$$

Звичайно коефіцієнт β приймають рівним 0,8.

В табл. 2.1 дані значення ймовірності $P_{\phi, \beta}$ при різних P'_{2n} і α , розраховані для рівномірного закону розподілу похибки зразкових засобів вимірювальної техніки при $\beta=0,8$.

Таблиця 2.1 – Для рівномірного закону розподілу похибок

| α | Значення $P_{\phi, \beta}$ при P'_{2n} | | | | | |
|----------|--|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 0,00 | 0,05 | 0,10 | 0,15 | 0,20 | 0,25 |
| 1/5 | 0,050 | 0,040 | 0,032 | 0,025 | 0,018 | 0,012 |
| 1/4 | 0,09 | 0,076 | 0,062 | 0,050 | 0,040 | 0,030 |
| 1/3 | 0,163 | 0,141 | 0,120 | 0,101 | 0,083 | 0,067 |
| 1/2,5 | 0,225 | 0,196 | 0,169 | 0,144 | 0,121 | 0,100 |
| 1/2 | 0,320 | 0,281 | 0,245 | 0,211 | 0,180 | 0,151 |

Аналогічні таблиці для рівномірного і інших законів розподілу похибок приведені в МИ 188-79.

Слід зазначити, що при виборі точнісних характеристик засобів перевірки основне значення мають показники P'_2 і δ_{\max} . Саме, орієнтуючись на ці показники і вибирають раціональні співвідношення похибок зразкових і засобів вимірювань, що перевіряються (коефіцієнт α) та ступінь «звуження» контрольних допусків γ . При цьому показник $P_{\phi, \delta}$ має допоміжне значення, тобто він не повинен бути надмірно великим при раціонально вибраних α і γ .

Приклад. Потрібно визначити межу значень похибки зразкової витратомірної установки, призначеної для перевірки витратомірів класу 0,5, якщо задано: $P'_{2p} \leq 0,10$; $\delta_{\max} \leq 1,1$ і прийнятне значення $P_{\phi, \delta}$ не повинне перевищувати 20%.

Припускаючи рівномірний закон розподілу похибки зразкової установки в межах підлягаючих оцінці меж: $-\Delta_{\text{ор}} \dots \Delta_{\text{ор}}$.

Здійснимо першу «пробу»: приймемо $\alpha = \Delta_{\text{ор}} / 0,5 = 1,2$ (тобто, $P_{\phi, \delta 2} = 0,169 < 0,20$). Тоді відповідно з виразом (2.33), значення $P'_{2p} \leq 0,10$ може бути забезпечено при $\gamma_1 = 0,6$. Максимальний вихід похибки при цьому, за формулою (2.28): $\delta_{\max 1} = 0,5 + 0,6 = 1,1$, теж задовольняє заданому допуску. Проте, для цієї «проби», як витікає з табл.2.1, $P_{\phi, \delta}$, що дорівнює 0,245, перевищує прийнятне значення 20%.

Підемо далі: приймемо $\alpha_2 = 1/2,5$. І по формулах (2.28) і (2.33), отримаємо: $\gamma_2 = 0,68$, $\delta_{\max 2} = 1,08$. І нарешті, по табл.2.1. $P_{\phi, \delta 2} = 0,169 < 0,20$

Отже, обравши $\Delta_{\text{ор}} = 0,2\%$, ми задовольнили всі вимоги до раціонального процесу перевірки витратомірів.

Якщо при атестації установки $\Delta_{\text{ор}}$ вийшло рівним 0,23%. Тоді, щоб вирішити питання, чи слід задовольнитися отриманим результатом, або шукати способи часткової компенсації похибки, слід провести повні розрахунки за наведеними вище формулами,

оскільки табличні значення показників (приведені, наприклад, в МИ 188-79) відповіді на це питання не дадуть.

Наприкінці цього розділу ще раз відзначимо, що в основі правильного, раціонального вибору точнісних характеристик методів і засобів контролю лежать задані допустимі значення ймовірності помилок контролю P_{1p}, P_{2p} . Визначення (нормування) оптимальних значень P_{1p}, P_{2p} , у кожному конкретному випадку є найскладнішою задачею планування процесів контролю. Як правило, тут використовують перевірені практикою традиції, досвід, аналоги. Якщо ж представляється можливим хоча б приблизно оцінити економічні втрати, пов'язані з використанням дефектних виробів і з помилковим вибракуванням придатних виробів, то для розрахунків оптимальних значень P_{1p}, P_{2p} , використовують функцію втрат наступного вигляду:

$$\Pi = P_1 C_1(P_1) + P_2 C_2(P_2) + C_0(P_1, P_2), \quad (2.34)$$

де $C_1(P_1)$ – відносні втрати, пов'язані із вибракуванням придатного виробу (вартість додатково регламентованих робіт і повторного контролю); $C_2(P_2)$ – відносні втрати, пов'язані з пропуском дефектного виробу і ціна «збиток» від використання дефектного виробу; $C_0(P_1, P_2)$ – вартість засобів контролю, точнісні характеристики яких забезпечують задані значення P_1 і P_2 .

Оптимальними є такі значення P_{10} і P_{20} , які забезпечують мінімум функції втрат, тобто при яких:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial P_{10}} = \frac{\partial \Pi}{\partial P_{20}} = 0.$$

2.3 Оцінка допустимої похибки вимірювань

Як відомо, якість вимірювань характеризується не тільки точністю; але і достовірністю, вірністю, збіжністю, відтворюваністю вимірювань, а також розміром допустимої похибки.

Зупинимось на першій характеристиці якості вимірювань точності і якщо говорити конкретніше, точність засобу вимірювальної техніки.

Точність – це якість вимірювань, що відображає близькість їх результатів до істинного значення вимірюваної величини. Висока точність вимірювань відповідає малим похибкам, як систематичним, так і випадковим $\left(\Delta_C, \Delta^0 \right)$. Похибка вимірювання складається

з систематичної Δ_C і випадкової складових Δ^0 :

$$\Delta = \Delta_C + \Delta^0. \quad (2.35)$$

Систематична складова Δ_C – становить похибку, що залишається постійною або закономірно змінюється при повторних вимірюваннях однієї і тієї ж величини.

Випадкова складова Δ^0 – становить похибки, що змінюються випадковим чином при повторних вимірюваннях однієї і тієї ж величини. Точність кількісно оцінюється зворотною величиною модуля відносної похибки δ_{II} . Наприклад, якщо похибка вимірювань рівна 10^{-6} то точність буде рівна 10^6 ($\delta_{II} = 10^{-6}$).

Обираючи ЗВТ для вимірювань слід враховувати, що клас його точності визначається основною граничною, абсолютною похибкою, якій на різних відмітках шкали відповідатимуть різні значення відносної похибки.

Єдині правила встановлення припустимих меж похибки, показників по класу точності ЗВТ регламентує ГОСТ 8.401-80.

Під класом точності ЗВТ розуміють їх узагальнені характеристики, які визначаються межами допустимої основної і додаткової похибки, а також іншими властивостями ЗВТ, що впливають на їх точність. Це означає, що клас точності однозначно не визначає точність вимірювань, яка залежить і від методу вимірювання і від умов їх виконання.

Вирази точності вимірювань здійснюють:

- а) для радіовимірювальних ЗВТ через абсолютну і відносну похибки;
- б) для електровимірювальних ЗВТ – через приведену похибку.

Абсолютна похибка ЗВТ – це різниця між показаннями приладу і дійсним значенням величини, що вимірюється:

$$\Delta X_{II} = X_{II} - X_{Д}. \quad (2.36)$$

Відносна похибка – це відношення абсолютної похибки ЗВТ до істинного (дійсного) значення вимірювальної величини(в%):

$$\delta_{II} = \pm \frac{\Delta X_{II}}{X_{Д}} 100\%. \quad (2.37)$$

Приведена похибка $\Delta_{пр}$ – це відношення абсолютної похибки ЗВТ до нормованого значення. Нормоване значення X_N – це умовно прийняте значення, рівне або верхній межі вимірювань, або діапазону вимірювань, або довжині шкали і та ін., (в%):

$$\Delta_{пр} = \frac{\Delta X_{II}}{X_N} 100\% .$$

Як було сказано, для всіх точок шкали однакова межа допустимої абсолютної похибки, що визначається класом точності (по δ_{II}) ЗВТ і діапазоном вимірювань, а межа допустимо відносної похибки вимірювання залежить від конкретної відмітки шкали, тобто чим менше показання приладу по шкалі, тим більша відносна похибка. Значить, діапазон вимірювання ЗВТ потрібно вибирати так, щоб значення вимірюваної величини знаходилося в кінці шкали (у останній третині або половині її).

Приклад. Для вольтметра з шкалою 0 ÷ 150 В, класу точності 1,5 основна гранична абсолютна похибка рівна 2,25 В, а відносна похибка на відмітках шкали 25 і 100 В буде відповідно (в%):

$$\delta_{25} = \pm \frac{\Delta X_{II}}{X_{Д}} 100 = \pm \frac{2,25}{25} 100 = \pm 9\%$$

$$\delta_{100} = \pm \frac{2,25}{100} 100 = \pm 2,25\%$$

Приклад. Для вимірювання струму $I = 0,1 \div 0,5$ мА необхідно визначити клас точності магнітоелектричного міліамперметра з кінцевим значенням шкали $I_{ном} = 0,5$ мА, щоб відносна похибка вимірювання струму не перевищувала 1% (0,01).

Розв'язання: На початку шкали ЗВТ відносна похибка вимірювання $\delta = \Delta I / I$ більше, оскільки значення абсолютної похибки ΔI по всій шкалі ЗВТ одне і те ж. Значить, при $I = 0,01$ мА:

$$\text{а) } \Delta I = \delta \cdot I = 0,01 \cdot 0,1 = 0,001 = 10^{-3} \text{ мА, } I = 10^{-6} \text{ А;}$$

б) тоді клас точності знаходиться по основній приведеній похибці:

$$\Delta_{\text{пр}} = \frac{\Delta I}{I_{\text{ном}}} 100 = \frac{10^{-6}}{0,5 \cdot 10^{-3}} 100 = 0,002 \cdot 100 = 0,2.$$

в) по $\Delta_{\text{пр}}$ (0,002) з ГОСТ 8.401-80 визначаємо клас точності вибраного ЗВТ. Він повинен бути 0,2 [V].

Приклад. Клас точності ЗВТ встановлюють при випуску шляхом його калібрування по зразковому приладу в нормальних умовах. При цьому показання зразкового ЗВТ приймають за істинне (дійсне) значення вимірювальної величини. Наприклад, в результаті а) калібрування вольтметра з шкалою 0 ÷ 50 В отримані наступні значення абсолютної похибки:

Таблиця 2.2 – Значення абсолютної похибки

| Відмітка шкали (В) | 0 | 10 | 20 | 30 | 40 | 50 |
|---|-----|-----|-----|-----|----|------|
| ΔX_{II} – абсолютна похибка (В) | 0,2 | 0,8 | 0,5 | 0,2 | 0 | -0,3 |

б) приведена похибка вольтметра (%):

$$\Delta_{\text{пр}} = \frac{\Delta X_{II}}{X_H} 100 = \frac{0,8}{50} 100 = 1,6$$

і згідно вищевказаному ряду, клас точності встановлюємо рівним 2,0 (округляють у більшу сторону).

Класи точності:

а) електро- і радіовимірювальних ЗВТ, межа допустимої похибки яких, виражається відносною похибкою (%), позначаються числами в кружечку, наприклад (5%), співпадаючими із значенням допустимої основної відносної похибки.

Наприклад, для стрілочного вольтметра з шкалою $0 \div 100$ В класу точності 2,5 відносна основна похибка на будь-якій відмітці шкали не перевершує $+ 2,5\%$, тобто абсолютна похибка (В) на будь-якій відмітці шкали не перевищить:

$$\Delta X_{II} \leq \pm \frac{2,5}{100} \cdot X_H,$$

де X_H – показання ЗВТ.

б) електро – і радіовимірювальних приладів, допустимі похибки яких, виражаються у% від нормованого значення, яке визначається довжиною шкали, позначаються числами, укладеними в куточок (наприклад $0,5$), співпадаючими із значеннями допус-

тимої основної приведенної похибки.

Наприклад, для вольтметра з шкалою $5 \div 50$ В класу точності 2,5, абсолютну основну допустиму похибку, визначають по формулі:

$$\Delta X_{II} = \pm \frac{2,5 \cdot X_H}{100} = \pm \frac{2,5\% \cdot 45}{100} = \pm 1,1,$$

де: $X_H = X_{\max} - X_{\min} = 50 - 5 = 45$ В

Наприклад, для електровимірювальних ЗВТ встановлені класи точності: 0,05; 0,1; 0,2; 0,5; 1,0; 1,5; 2,5; 5. Допускається застосовувати класи точності 0; 3 і 4.

Комбіновані вимірювальні прилади можуть бути різних класів точності для різних вимірювальних величин і різного роду струму. Багатограничні ЗВТ можуть мати різні класи точності для різних кінцевих значень шкали, але ці класи точності повинні бути суміжними.

Дотепер ми говорили про точність виготовлення виробів і про точність засобів контролю параметрів цих виробів. Тепер поговоримо про засоби, контролюючі засоби контролю параметрів виробів, які випускаються.

Залежно від точності всі ЗВТ ділять на еталони, зразкові і робочі ЗВТ. По еталонах і початкових зразкових ЗВТ проводять

перевірку метрологічних (точнісних) характеристик ЗВТ нижчих класів точності – підлеглих зразкових і робочих ЗВТ.

Співвідношення похибок зразкових і робочих ЗВТ залежить від: характеру похибок зразкового і того, що перевіряємо (робочого) ЗВТ; законів розподілу похибок і міри достовірності їх визначення; функцій зміни похибок у часі; допустимих значень похибки перевірки; використовуваних методів перевірки і можливості її автоматизації; швидкодії і принципу дії ЗВТ, що перевіряємо.

Найпоширенішим можна вважати відношення 1:3, пов'язане з критерієм незначних похибок, згідно якому похибка перевірки рівна сумі декількох похибок Δ_i і внесок похибки зразкового зразку $\Delta_{обр}$ повинен бути дуже малим.

Відповідно до п. 4.10 ГОСТ 22261-76 визначення або контроль основної похибки і похибки в інтервалі впливаючих чинників ЗВТ варто проводити зворотним або прямим вимірюванням з використанням зразкового ЗВТ. Для ЗВТ конкретного виду значення співвідношення встановлюється за узгодженням з метрологічним інститутом Держспоживстандарту.

У разі відсутності необхідних зразкових ЗВТ допускається застосування зразкових ЗВТ з похибкою більше 1/3 межі допустимої похибки випробовуваного ЗВТ.

Висока точність сучасних ЗВТ вимагає створення точних зразкових ЗВТ, для чого вибір їх похибок необхідно здійснювати з урахуванням законів розподілу похибок, їх зміни в часі і в діапазоні вимірювань, а також ймовірності виникнення похибки перевірки (α_n, β_n) .

Проте часто відсутні відомості про закони розподілу похибок зразкових ЗВТ, хоча кожен розробник і виробник прагне забезпечити розподіл цих похибок наближеним до нормального.

Фактичний ступінь наближення реальних розподілів похибок зразкових (робочих) ЗВТ до теоретичних моделей розподілів різних, тому доцільно максимально можливе в розумних межах і виправдане спрощення, визначення похибок зразкових ЗВТ. Для цього в умовах недостатньої або ненадійної інформації про закон розподілу похибки слід приймати, що її розподіл апроксимується законом рівномірного розподілу. Така умова може розглядатися як гарантований найменший ризик в будь-яких умовах. Дисперсія

рівномірного розподілу явно більше дисперсій всіх інших розподілів, а помилка оцінки похибки при цьому не перевищує $\pm 10\%$.

Однією з найважливіших і складних задач метрологічного забезпечення є вибір ЗВТ. Оскільки ЗВТ використовуються для вирішення дуже широкого кола різноманітних задач, неможливо вказати єдині прийоми їх вибору і залежно від мети, задля якої проводять вимірювання, і умов, в яких вони здійснюються, можливі і різні підходи (методики).

Процедура вибору ЗВТ складається з двох етапів. Спочатку встановлюють необхідні метрологічні характеристики ЗВТ, що забезпечують задану достовірність контролю. ЗВТ повинні характеризуватися певним комплексом нормованих метрологічних характеристик (МХ) з числа перерахованих в ГОСТ 8.009-84 і додатково включених в стандарти на види і технічні умови на типи ЗВТ.

Метрологічними називаються такі характеристики властивостей ЗВТ, які впливають на результати і похибки вимірювань, призначені для оцінки технічного рівня і якості ЗВТ, для визначення результатів вимірювань і розрахункової оцінки інструментальної похибки.

Наприклад, ГОСТ 8.009-84 регламентує наступні групи МХ ЗВТ: статистичні моменти систематичної і випадкової складових основної похибки ЗВТ. Спектральна густина (або автокореляційна функція) випадкової складової основної похибки. Для мети контролю регламентуються також найбільші значення допустимої систематичної складової; функція впливу зовнішніх факторів на похибку. У випадку необхідності:

- функція сумісного впливу декількох зовнішніх факторів;
- динамічні характеристики;
- вхідний і вихідний імпеданси;
- неінформативні параметри вихідного сигналу;
- два центральні моменти закону розподілу похибки:

а) математичне очікування похибки $M(\Delta)$, що є систематичною складовою похибки ЗВТ ($\tilde{\Delta}_C$);

б) середнє квадратичне відхилення випадкової похибки $\delta \begin{pmatrix} 0 \\ \Delta \end{pmatrix}$

$$\tilde{\Delta}_C, \delta \begin{pmatrix} 0 \\ \Delta \end{pmatrix}.$$

Ці характеристики повинні бути достатні для визначення властивостей ЗВТ при оцінці похибок вимірювань, які проводять в умовах експлуатації, зазначених в технічному завданні і технічних умовах на ЗВТ. Наприклад, у відповідності з ГОСТ 22261-76 для ЗВТ електричних величин встановлені наступні МХ: межі основної похибки (похибки ЗВТ в нормальних умовах застосування) або допустимої систематичної складової і допускаючого середнього квадратичного відхилення (СКВ) випадкової складової основної похибки; межа допустимої похибки, в інтервалі впливаючої величини, тобто похибка ЗВТ, що виникає в умовах, коли одна з впливаючих величин знаходиться в межах її робочої області, а всі інші – в межах нормальної області значень; межі додаткової допустимої похибки, або функція впливу зовнішніх факторів.

Після чого, використовуючи різні джерела технічної інформації, наприклад, номенклатурні довідники, вибирають конкретний тип приладу. Перевагу слід надати ЗВТ, що є в наявності. При виборі конкретного типу ЗВТ, слід звернути увагу: на його продуктивність (швидкодія), яка повинна бути узгоджена з продуктивністю технологічного процесу; на ступінь автоматизації вимірювань, а також на можливість розміщення приладу на робочому місці. Слід скласти реальні умови експлуатації (t^0 , амплітуду і частоту вібрацій, тривалість безперервної роботи і та ін.) зі встановленими для даного приладу нормами. Необхідно виявити, чи можлива перевірка ЗВТ відомчою метрологічною службою або місцевою лабораторією, а при неможливості перевірки на місцях – ступінь транспортабельності ЗВТ, а також його ремонтпридатність. Не можна випустити з уваги і такі обставини, як вартість ЗВТ, можливість придбання необхідної кількості екземплярів, відповідність кваліфікації обслуговуючого персоналу встановленим для даного ЗВТ правилам та інші експлуатаційні і техніко-економічні фактори.

З огляду на те, що при виборі ЗВТ доводиться враховувати багато, часто суперечливих обставин, у виборі ЗВТ повинен брати участь ряд служб підприємства і в першу чергу, конструктори, технологи і метрологи.

Порядок вибору ЗВТ геометричних величин розглянутих в методичних вказівках РДМУ 98-77. Певною мірою ці положення можуть використовуватися і при виборі ЗВТ інших величин (електричних, радіотехнічних, механічних і та ін.), але слід врахувати, що в кожному виді вимірювань є свої специфічні особливості, які повинні бути відображені в галузевих стандартах і стандартах підприємства.

Конструктор встановлює попередній допуск на виготовляемий виріб, без врахування похибки вимірювань, далі визначає допустиму похибку вимірювань, оцінює ймовірність помилок контролю другого роду (ризик замовника) і граничний або ймовірнісний вихід розміру помилково прийнятих виробів за межі допуску. На підставі цього аналізу він ухвалює остаточне рішення про допуск на контрольований параметр і про доцільність або недоцільності введення виробничого допуску.

Оскільки ЗВТ, які застосовуються мають деяку похибку, то вимірне значення параметра виробу відрізнятиметься від істинного значення цього параметра. Якщо за наслідками контролю придатний виріб бракується, то говорять, що відбулася помилка першого роду, названа помилковою відмовою. Навпаки, якщо дефектний виріб признається придатним (невиявлена відмова) – то відбувається помилка другого роду.

Приклад. Нехай виготовляють резистори з номінальним опором 200 Ом ($R_{ном} = 200$ Ом) і допустимою похибкою виготовлення $\Delta_{тех} = \Delta_{изд} = \pm 2,0$ Ом, тобто діапазоном можливих значень: $198,0 \div 202,0$ Ом. Похибка вимірювання (допустима): $(\Delta_{изм})_{пред} = \Delta_m = \pm 0,5$ Ом.

Тоді вимірні значення резисторів можуть лежати в діапазоні: $197,5 \div 202,5$, через що частина придатних виробів може бути забракована і навпаки.

а) Якщо, наприклад, $\tilde{X}_{изм} = 202,3$ Ом, а похибка $\frac{C_{вим}}{C_{ЗВТ}} + \frac{2}{Z^2}$ Ом, то дійсне значення складає $\tilde{X}_д = 202,3 - 0,5 = 201,8$ Ом, тобто лежить в межах технологічного допуску ($201,8 \leq 202$). Але через похибку оператора – буде визнано дефектним – помилка першого роду.

б) Якщо, наприклад, $\tilde{X}_{\text{взм}} = 198,2$ Ом, а похибка вимірювання як і раніше $\Delta_m = \pm 0,5$ Ом, тоді дійсне значення опору $\tilde{X}_{\text{де}} = 198,2 - 0,5 = 197,7$ Ом, значить резистор дефектний ($197,7 < 198$) – помилка другого роду.

Декілька слів про виробничий допуск. Для виготовлення і контролю виробу в конструкторській і технологічній документації встановлюють два допуски, які називаються допуск на параметр $[X_{\text{дв}}, X_{\text{дн}}]$ і приймальний допуск $[X_{\text{пн}}, X_{\text{пн}}]$. Перший, визначає вимоги до істинного значення контрольованого параметра, другий – до його виміряного значення.

Замість терміну «приймальний допуск» використовують і термін «виробничий допуск». З метою зниження ризику замовника приймальний (виробничий) допуск встановлюють вужчим, ніж допуск на параметр.

в) Ймовірність помилок першого і другого роду одержують з понять відносних частот появи помилок першого і другого роду:

$\tilde{P}_1 = n_1/N$, де n_1 – число придатних ЗВТ помилково визнаних бракованими;

$\tilde{P}_2 = n_2/N$, де n_2 – число дефектних, помилково визнаних придатними;

N – об'єм контрольованої партії виробів.

Тоді $P_1 = \lim_{N \rightarrow \infty} n_1/N$ – ймовірність помилки першого роду;

$P_2 = \lim_{N \rightarrow \infty} n_2/N$ – ймовірність помилки другого роду.

2.4 Вибір точності радіотехнічних засобів вимірювальної техніки (РЗВТ) при відомих параметрах точності технологічного процесу

Для оцінки допустимої похибки вимірювання Δ_m за заданими, гранично допустимими значеннями ймовірності P_1' і P_2' слід використовувати наступні графіки ((при нормальному розподілі контрольованого параметра) рис.2.3–2.4).

За допомогою рис.2.3 по вказаному значенню P_1' і відомому B (характеризує точність технічного процесу) знаходять індекс A (на-

званий коефіцієнтом, що характеризує точність вимірювань) пунктирної кривої, що проходить через точку з координатами (B, P_1')

Тут: $B = \Delta_{\text{изд}} / \delta_T$,

δ_T – СКВ контрольованого параметра,

$\Delta_{\text{изд}}$ – інтервал відхилення параметра від номіналу.

$$A = 100 \cdot \delta_{\text{изд}} / \Delta_{\text{изд}},$$

$\delta_{\text{изд}}$ – СКВ випадкової похибки вимірювання.

$$\Delta_{\text{пред}} = \Delta_m = \delta_{\text{изд}} \sqrt{3},$$

$\Delta_{\text{пред}}$ – попереднє значення випадкової складової похибки вимірювань.

Потім уточнюються: похибки вимірювань; ймовірність помилок контролю P_1 і P_2 за допомогою інтерполяції, використовуючи побудовані криві на рис.2.3 і рис.2.4 значення ймовірності виходу параметра за межу допуску H за рис.2.5 (як ще один з показників якості контролю), після чого ухвалюється остаточне рішення про придатність даного РЗВТ для вирішення поставленої задачі.

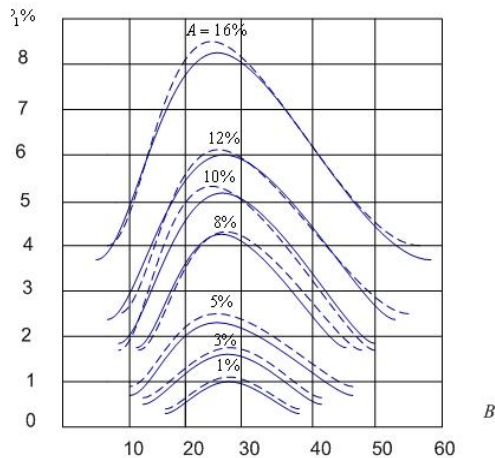


Рисунок 2.3. Залежність P_1' від B для різних значень A

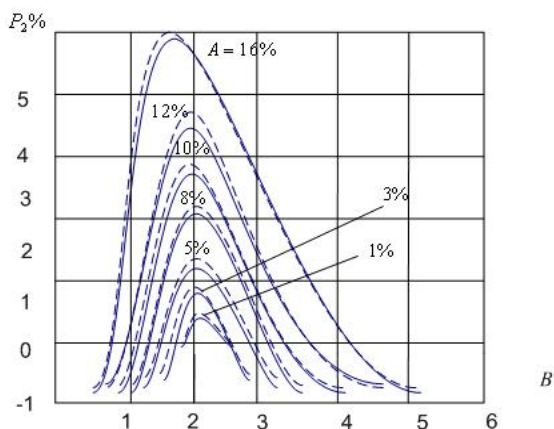


Рисунок 2.4. Залежність P_2' від B для різних значень A

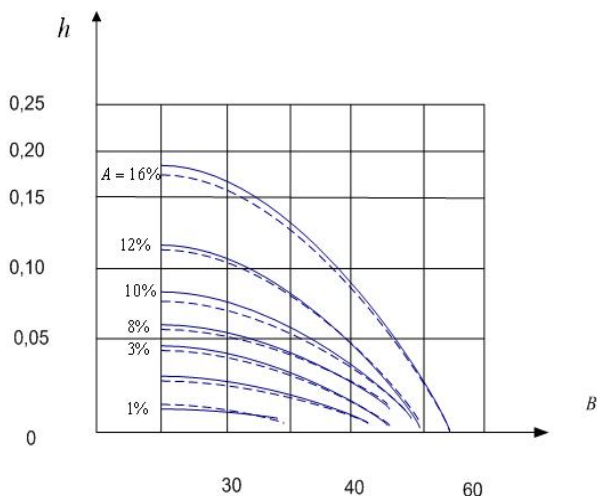


Рисунок 2.5. Залежність h від B для різних значень A

За допомогою графіка (рис.2.5), знаходять відносне значення $h = H/\Delta_{\text{взд}}$ при відомому параметрі точності технологічного процесу B .

Тут, так само як і на рис.2.3–2.4, суцільні лінії відносяться до нормального розподілу похибок вимірювань, а пунктирні – до рівномірного.

Геометрична інтерпретація H може бути представлена рис. 2.6, де $H'_B, H'_H, H_B^{\max}, H_H^{\max}$ – ймовірні значення виходу параметрів;

$X_{B \max}, X_{H \max}$ – максимальні значення відхилень контрольованого параметра;

X'_B, X'_H – практично граничні значення відхилень контрольованих параметрів;

$X'_{дв}, X'_{дн}$ – в конструкторській і технологічній документація допуск на параметр.

Можна використовувати і аналітичні методи вибору засобів вимірювань. Ці методи придатні для широкого кола законів розподілення контрольованого параметра і дозволяють автоматизувати процедуру вибору ЗВТ. За відсутності систематичних похибок виготовлення виробів і вимірювань контрольованого параметра для оцінки допустимої випадкової похибки вимірювань слід розв'язати вихідні рівняння відносно α (наприклад, методом послідовних наближень):

$$P_1^* = \frac{a \cdot B}{k} f_0(t_{1B}) = \frac{a \cdot B}{k} f_0[0,5 \cdot B \cdot (1 - k \cdot a)] \quad (2.38)$$

$$P_2^* = \frac{a \cdot B}{k} f_0(t_{2B}) = \frac{a \cdot B}{k} f_0[0,5 \cdot B \cdot (1 + k \cdot a)] \quad (2.39)$$

де $f_0(t)$ – густина нормованого розподілу контрольованого параметра;

$$t_{1B} = (X_{дв} - 0,5 \cdot k \cdot \delta - \bar{X}) / \delta_T, \quad (2.40)$$

$$t_{2B} = (X_{дв} + 0,5 \cdot k \cdot \delta - \bar{X}) / \delta_T \quad (2.41)$$

Рівняння (2.38) і (2.39) називають рівняннями достовірності контролю, представленими в канонічній формі. Вони виражають залежність достовірності контролю (у значенні P_1^* і P_2^*) від похибки вимірювань: $a = \delta_{изм} / \Delta_{изд}$, її закону розподілу- k (k -відношення СКВ до САВ – середнє абсолютне відхилення),

точність технологічного процесу $V(B = \Delta_{\text{изд}}/\delta_T)$ і розподіл контрольованого параметра f_0 .

Наприклад, для нормального закону розподілу маємо:

$$P_1^* = \frac{a \cdot B}{k} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-B^2(1-k \cdot a)^2/B} \quad (2.42)$$

$$P_2^* = \frac{a \cdot B}{k} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-B^2(1+k \cdot a)^2/B} \quad (2.43)$$

Прийнявши як початкове наближення: $a = 0,1$, ($a = \delta/\Delta_{\text{изд}}$) і $k = 1,15$ маємо:

$$a \leq 1,15 \cdot P_1' / B \cdot f_0(0,45 \cdot B) \quad (2.44)$$

$$a \leq 1,15 \cdot P_1' / B \cdot f_0(0,45 \cdot B) \quad (2.45)$$

Вибравши з двох a мінімальне, знайдемо гранично допустиму похибку:

$$\Delta_m \leq \Delta_{\text{изд}} \cdot a\sqrt{3}.$$

Наприклад, для нормального розподілу контрольованого параметра Δ_m не повинно перевищувати:

$$\Delta_m \leq \frac{5 \cdot P_1'}{B} \Delta_{\text{изд}} l^{B^{2/10}} = 5 \cdot P_1' \delta_T l^{0,1(\Delta_{\text{изд}}/\delta_T)^2} \quad (2.46)$$

$$\Delta_m \leq \frac{5 \cdot P_2'}{B} \Delta_{\text{изд}} l^{B^{2/7}} = 5 \cdot P_2' \delta_T l^{0,15(\Delta_{\text{изд}}/\delta_T)^2} \quad (2.47)$$

Далі за допомогою номенклатурних довідників або інших джерел технічної інформації підбирається таке ЗВТ, інструментальна похибка якого не перевищує Δ_m .

Використовуючи відомості про нормовані метрологічні характеристики цього ЗВТ (Δ_c, Δ_m), оцінюють похибку результату вимірювань (з урахуванням похибки методу і оператора) і знаходять показники якості контролю:

1) ймовірність помилок контролю $P_{1B}, P_{1H}, P_{2B}, P_{2H}$.

$$P_{1B} = \frac{1}{4\Delta m} (\Delta_m + C_B)^2 f(X_{дв} - C_B/3 - \Delta_m/3), \quad (2.50)$$

$$P_{2B} = \frac{1}{4\Delta m} (\Delta_m + C_B)^2 f(X_{дв} - C_B/3 + \Delta_m/3), \quad (2.51)$$

де $C_B = \Delta_l + (X_{дв} - X_{ПВ})$;

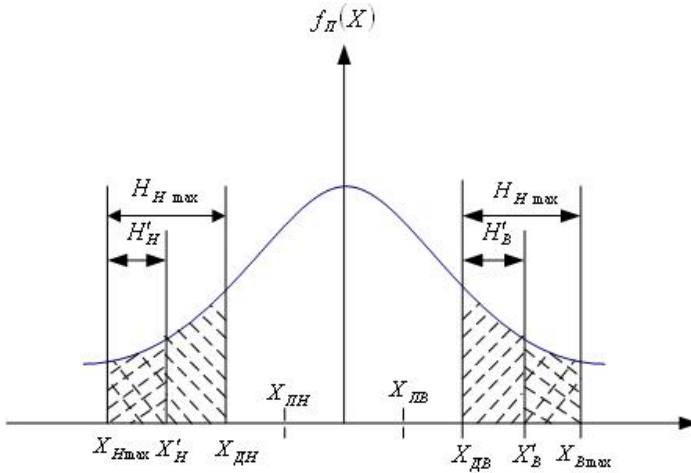


Рисунок 2.6. Залежність $f_n(X)$ от X

2) сумарні ймовірності P_1, P_2 дорівнюють:

$$P_{1B} = P_{1B} + P_{1H}, P_2 = P_{2B} + P_{2H}; \quad (2.52)$$

3) коефіцієнт пропускання браку:

$$\nu_B = P_{2B}/P_{TB}, \nu_H = P_{2H}/P_{TH}, \nu = P_2/P_T; \quad (2.53)$$

$$P_{TB} \approx 40\sqrt{e^{-(|R_7| + \pi/8)^2}}; \quad (2.54)$$

$$R_7 = (X_{дв} - \bar{X}_1)/\delta_T; \quad (2.55)$$

4) вихід ймовірності контрольованого параметра помилково прийнятих виробів за межі допуску H_B і H_H : якщо значення показників якості лежать в межах норм встановлених для контролю даного параметра виробу, то обране ЗВТ і метод вимірювань приймають, в протилежному випадку підбирають інше ЗВТ або змінюють метод вимірювань.

Методика вибору ЗВТ при невідомій точності технологічного процесу має багато спільного з розглянутою в попередньому розділі. При використанні графіків (рис.2.1–2.2) знаходять індекси А таких пунктирних кривих, максимум яких рівний P'_2 і P'_2 відповідно.

Використовуючи формули:

а) для нормального закону розподілу контрольованого параметра:

$$P_{1\max}^* = \frac{a \cdot B_1}{k \cdot l \cdot \sqrt{2\pi}} = \frac{0,48 \cdot a}{k(1 + k \cdot a)}, \text{ при } B = B_1 = \frac{2}{1 - k \cdot a}; \quad (2.56)$$

$$P_{2\max}^* = \frac{a \cdot B_1}{k \cdot l \cdot \sqrt{2\pi}} = \frac{0,48 \cdot a}{k(1 + k \cdot a)}, \text{ при } B = B_2 = \frac{2}{1 - k \cdot a}. \quad (2.57)$$

б) для довільного розподілу контрольованого параметра граничні значення ймовірності помилок контролю можна представити:

$$P_{1\max}^* = \frac{l \cdot a}{k(1 + k \cdot a)}; \quad P_{2\max}^* = \frac{l \cdot a}{k(1 + k \cdot a)}, \quad (2.58)$$

де l – коефіцієнт, який залежить від закону розподілу контрольованого параметра і дорівнює:

$l = 1,00$ – для рівномірного розподілу;

$l = 0,5$ – для трикутного розподілу;

$l = 0,48$ – для нормального розподілу;

$l = 0,37$ – для подвійного експоненціального розподілу можна знайти коефіцієнт точності вимірювання аналітичним шляхом:

$$a \leq \frac{k \cdot P_1'}{l + k^2 \cdot P_1'}; \quad a \leq \frac{k \cdot P_2'}{l - k^2 \cdot P_2'} \quad (2.59)$$

Для унімодальних розподілів контрольованого параметра коефіцієнт 1 не перевищує 0,5. Вибравши з двох мінімальне, підберемо відповідне ЗВТ так, як це описано в попередньому розділі:

$$\Delta_m \leq \Delta_{\text{изд}} \cdot a\sqrt{3}$$

Якщо не вдається вибрати ЗВТ, що забезпечує задану якість контролю, то слід розглянути доцільність індивідуальної метрологічної атестації наявного екземпляра ЗВТ, метрологічні характеристики якого можуть виявитися кращі, ніж нормовані характеристики приладу даного типу. При переважанні систематичної похибки слід розглянути доцільність застосування ЗВТ з врахуванням поправок, які можуть бути легко введені шляхом відповідного коректування меж приймального допуску. Також слід розглянути можливості розширення допуску на виріб, зниження вимог до достовірності контролю, зміни методу вимірювань, номенклатури вимірюваних параметрів. В обґрунтованих випадках слід ставити питання про розробку нестандартизованих ЗВТ.

РОЗДІЛ 3 РОЗРАХУНОК ХАРАКТЕРИСТИК КОНТРОЛЮ

3.1 Вимірювання одиночного параметра

Для оцінки достовірності результату іноді користуються правилом 3σ , тобто вважають, що вимірюваний параметр, розподілений за нормальним законом і розташовується в інтервалі $z_0 - 3 \cdot \sigma; z_0 + 3 \cdot \sigma$ з ймовірністю 0,997. Більш точна оцінка достовірності результатів можлива з використанням апарату математичної статистики, що дозволяє встановити область можливих відхилень результату вимірювання z від математичного сподівання, в яку потрапляє певна частина всіх результатів. Ця область називається довірчим інтервалом p , а ймовірність того, що результат випадково обраного вимірювання буде лежати всередині цього інтервалу називається довірчим рівнем v .

На рис.3.1. наведена номограма, що описує залежність між довірчим інтервалом і довірчим рівнем при малому числі спостережень. Якщо σ – невідоме, довірчим інтервалом p для заданого довірчого рівня v визначається по середньоквадратичному відхиленню при кількості вимірів r .

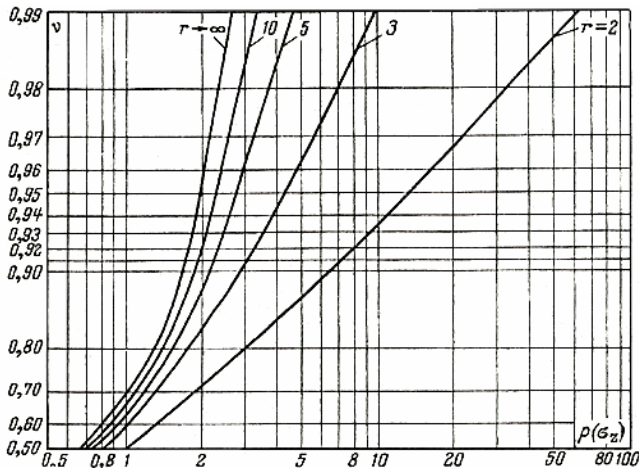


Рисунок 3.1. Залежність довірчого рівня і довірчого інтервалу результатів вимірювання від кількості вимірювань

Якщо значення σ відомо за даними попередньо проведених розрахунків або замірів (число замірів велике – кілька сотень і більше), ймовірність потрапляння результату вимірювання в інтервалі по кривій $r = \infty$.

Після проведення вимірів (визначення r) по номограмі рис. 3.1 можна визначити значення ймовірності появи помилок результату контролю (ймовірності вироблення сигналу «придатний» / «непридатний», та знаходження результату вимірювання поза полем допуску). Якщо відома відстань від отриманого результату вимірювання до граничного значення поля допуску, то можна визначити ймовірність такої події, коли істинне значення вимірюваного параметра розташовується в одній зоні з результатом вимірювання щодо межі поля допуску – достовірність результату вимірювання.

При симетричному розташуванні межі двостороннього поля допуску достовірність правильної класифікації результатів вимірювань дорівнює довірчому рівню, тобто $D(p) = v$. При використанні одностороннього або несиметричного двостороннього поля допуску, вираз для визначення достовірності результату вимірювань приймає відповідно наступний вигляд:

$$D(r) = 1 - (1 - v)/2 = 0,5 + 0,5 \cdot v \quad (3.1)$$

$$D(r) = 0,5 \cdot (v \cdot H + v \cdot B) \quad (3.2)$$

Це можна пояснити на наступному прикладі. Необхідно визначити ймовірність правильної класифікації часу спрацювання реле (ОК), за результатом двох серій вимірювань. Середньоарифметичне значення параметра дорівнює 0,2 мс. Граничне значення поля допуску $A = 2,5$ мс. У першій серії вимірювань σ' визначено з досліду і дорівнює 0,2 мс в другій σ'' відомо заздалегідь 0,19 мс.

Визначаємо відстань до меж поля допуску в одиницях σ :

$$\rho' = \frac{A - z_0}{\sigma'} = 2,5; \quad (3.3)$$

$$\rho'' = \frac{A - z_0}{\sigma''} = 2,63; \quad (3.4)$$

На номограмі рис.3.1 відновлюємо перпендикуляри з точок осі абсциси зі значеннями 2,5 і 2,63. За значеннями ординат точок перетину цих перпендикулярів з лініями $r = 10$ і $r \rightarrow \infty$ відповідно визначається довірочний рівень для σ' і далі перебуває достовірність результату «придатний» з співвідношення (3.1). відповідь:

$$D'(r) \approx 0,983; D(r) \approx 0,996.$$

У практиці контролю класифікацію ОК («придатний»/ «непридатний») по даному параметру можна вважати цілком достовірною, якщо результат вимірювання розподілений відповідно з нормальним законом і відстоїть від краю допуску не менше ніж на величину $(3-5) \cdot \sigma'$.

Основною метою допускового контролю є класифікація справності ОК, тобто отримання результату («придатний»/ «непридатний») для даного параметра, а основною характеристикою точної складової достовірності вимірювання – відповідність результату вимірювання розташуванню параметра всередині (поза) поля допуску (ОК – «справний»/ «несправний»). Якщо різниця між номінальним значенням контрольованого параметра і кордоном поля допуску, порівняна з величиною похибки вимірювання, стає вірогідною неправильній класифікації результатів.

Значення ймовірностей помилок результатів контролю, виду помилкової відмови (P_L) і невиявлені відмови (P_H) при проведенні вимірювань є функціями точності вимірювальної апаратури, що використовується для контролю, закону розподілу вимірюваних параметрів, рівня перешкод, зміни параметрів контрольованої системи в часі та ін.

Причини появи помилкових і невиявлених відмов при проведенні одиничного вимірювання можна зрозуміти з рис.3.2, де розглядається випадок нормальних законів розподілу параметрів і похибки вимірювання y , не залежних від часу. На рисунку $f_1(x)$ – розподіл щільності ймовірностей значень вимірюваного параметра, $f_2(y)$ – розподіл щільності ймовірностей похибок вимірювання, тобто ймовірностей розподілу значень результатів вимірювань параметра x (для двох конкретних значень параметра x' і x''); $f_3(z)$ розподіл щільності ймовірностей результатів вимірювань; A_H і A_B –

відповідно значення нижнього і верхнього допусків; $d = A_B - A_H$ – ширина поля.

У переважній більшості випадків розробник судить про розподіл значень параметра (x) з розподілу результатів вимірювання (z), проведених з точністю вимірювання, яка визначається (δ_y).

Класифікація придатності параметра щодо його знаходження в полі допуску також проводиться з розподілу результатів замірів z , однак істинний розподіл параметрів, визнаних придатними і непридатними, може частково перекрити один одного (дивись ось x на рис.3.2). Значення ймовірності придатності параметра ОК ($P_{o.k}$) визначається заштрихованою частиною площі всередині поля допуску під кривою по осі z на рис.3.2.

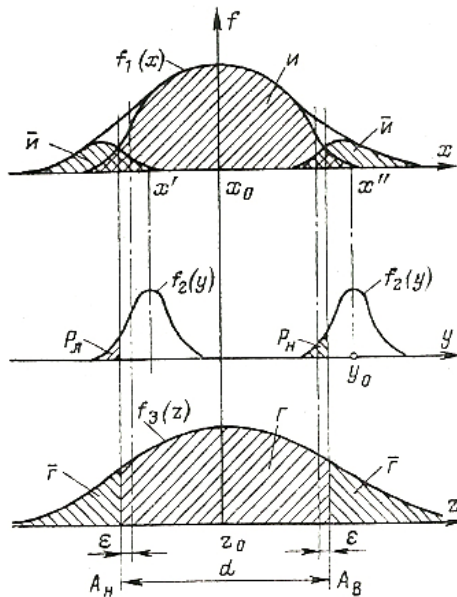


Рисунок 3.2. Схема появи помилок контролю допуску; P_L і P_H (площа заштрихованих областей) – ймовірності появи помилкової і невиявленої відмови при проведенні i -ї перевірки

Інша частина площі під кривою (штрихування іншого нахилу) відповідає значенню $Q_{o.k}$. Ймовірності помилкового вибраку-

вання параметра, що має номінальне значення x (P_n), і невиявлення відмови параметра, що має номінальне значення x'' (P_n), відповідають площам заштрихованої частини під кривими по осі (y) на рис.3.2.

Якщо похибка вимірювання багато менше можливого розкиду значень вимірюваного параметра ($\sigma'_y \leq 0,1 \sigma'_x$) – випадок, який в практиці роботи зустрічається дуже часто, – можна вважати, що розподіли вимірюваного параметра і результатів вимірювань практично збігаються.

Закони розподілу сукупностей контрольованих параметрів і похибок вимірювання на практиці зазвичай – нормальні і залежать від часу. Залежність окремих параметрів від часу може мати характер поступового дрейфу або миттєвих флуктуацій. Поступові зміни номінальних значень параметрів (типу дрейфу) повинні враховуватися підстановкою максимально можливих доглядів параметрів за час експлуатації апаратури. Наявність короткочасних флуктуацій може зробити істотний вплив на похибку вимірювання. Облік фактору часу у розрахунках зустрічає певні труднощі як організаційного порядку (відсутність і складність отримання вихідних даних), так і обчислювального (визначення кореляційних функцій і подальше обчислення за формулами Сімпсона). На практиці цю складність, обходять, використовуючи властивість ергодичності розподілу, тобто ту обставину, що усереднення випадкового аргументу за параметром і за часом призводить до однакових результатів.

Для нормальних законів розподілу щільності ймовірностей сукупності значень контрольованого параметра і похибки вимірювання на рис.3.3 наведена зручна для практичної роботи номограма, що описує зв'язок величин $P_{o.k.}$, $D_i(r)$, $D_i(r)$, δ_x , δ_y і d і охоплює широкий діапазон зміни параметрів. По осі абсцис відкладені нормалізовані значення d/δ_x і d/δ_y , і ширина поля допуску виражається в одиницях середньоквадратичних значень розподілу контрольованого параметра і похибки вимірювання. Масштаб по обох осях прийнятий логарифмічний.

По осі ординат (вертикальній) відкладені значення достовірності результатів контролю одного (i -го) параметра. По осі абсцис (горизонтальній) відкладені нормовані значення похибки

вимірювань (відношення ширини поля допуску до середньо-квадратичної похибки вимірювання d/δ_y).

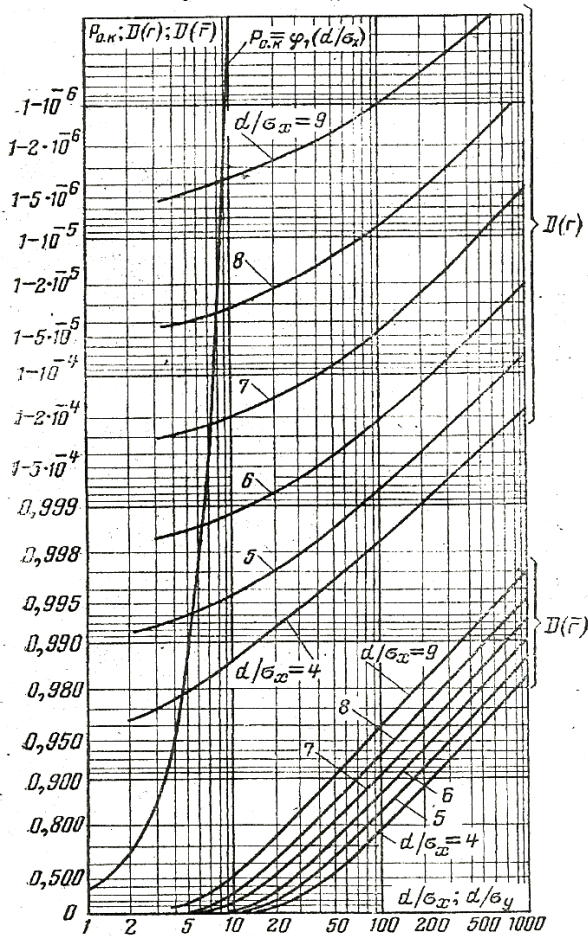


Рисунок 3.3. Залежність параметрів $D(r)$, $D(\bar{r})$ від d/δ_y , для безлічі d/δ_x

Криві побудовані для ряду значень ширини поля допуску, нормованої по середньому квадратичному відхиленню значень параметра від номінального ($d/\delta_x = 4, 5, 6, 7, 8, 9$). При нормальному законі розподілу контрольованого параметра чисельне значення $P_{o.k.}$ (імовірності знаходження параметра в справному стані)

визначається інтегралом Лапласа. Слід зазначити, що на практиці замість розподілу $f_1(x)$ зазвичай мають справу з розподілом $f_3(z)$, але так як в переважній більшості випадків $\sigma'_y \ll \delta_x$, $y_0 = 0$ то можна вважати, що $x_o = z_o$, $\delta_y = \delta_x$. Слід зауважити, що при проектуванні відповідальних пристроїв необхідно домагатися, щоб значення d/σ'_x було не менше 6. У більшості практичних випадків виявляється прийнятним, якщо похибка вимірювання не перевищує 1/30 частини ширини поля допуску.

Для зменшення ймовірностей появи невиявлених відмов часто використовується посилення поля допуску [2]. Цей захід – досить ефективний, хоча при цьому ймовірність появи помилкових відмов декілька збільшується.

У ряді випадків (якщо значення параметра розташовується на краях поля допуску, при складному законі розподілу або при вимірюванні параметрів закону розподілу з полином часу і та ін.) істинні значення помилки можуть значно відрізнятись від усереднених. Для кількісних розрахунків у цьому випадку можна використовувати розроблений А. І. Черноскутовим спільно з іншими авторами метод розрахунку, описаний в [10,2]. Матричний метод визначення достовірності результатів контролю враховує статистику вимірювань, дискретність відліку та ряд інших факторів, але пов'язаний з проведенням досить великого обсягу обчислень.

3.2 Багатопараметричний контроль. Облік кореляційних зв'язків між окремими параметрами при багатопараметричному контролі

Для одного з найпростіших приладів – напівпровідникового діода – в довідниках обговорюється до 10–15 окремих параметрів, що характеризують його роботу в різних схемах включення. При перевірці елементів цифрової ЕОМ (тригер, однорозрядний суматор і та ін.) може контролюватися до декількох десятків параметрів. У процесі виготовлення і експлуатації складних систем (системи управління літаком, кораблем, складним технологічним процесом і та ін.) число контрольованих параметрів може вимірюватися багатьма тисячами. Аналіз якості кожного циклу контролю та оцінка достовірності результатів контролю, в цих випадках, представляється хоча і необхідним,

але досить складним завданням. Окремі контрольовані параметри можуть бути як абсолютно незалежними один від одного, так і мати різну ступінь кореляційного зв'язку. Наприклад, розмір корпусу та падіння напруги для напівпровідникового діода є незалежними параметрами ($q = 0$, де через q позначається коефіцієнт кореляції параметрів). З іншого боку, струм, що протікає через діод і падіння напруги на ньому пов'язані майже лінійною залежністю ($q \approx 1$).

Як правило, у процесі контролю прагнуть перевірити сукупність взаємозалежних параметрів ОК, так як в цьому випадку кількість окремих вимірювань і час проведення циклу контролю – мінімальні, і відповідно мінімізуються витрати на проведення контролю. У ряді практичних випадків немає повної взаємозалежності контрольованих параметрів ОК. Однак, не дивлячись на це, всі параметри іноді зручно вважати незалежними. Таке припущення значно спрощує проведення розрахунків з оцінки якості контролю, причому результатами розрахунків можна користуватися як граничними, тобто вважати, що, хоча справжнє значення достовірності може значно відрізнятись від отриманого при розрахунку, воно завжди має бути вище розрахункового. Підвищення достовірності результатів контролю за наявності кореляційного зв'язку пояснюється тією обставиною, що одні й ті ж первинні параметри (наприклад, ступінь чистоти напівпровідникового кристала, з якого виконаний діод) впливають на результати низки перевірок, і ймовірність появи помилок.

Вважаємо, що в одному циклі контролю результат «непридатний» може зустрітись тільки 1 раз, так як зазвичай після цього цикл контролю переривається і виробляється аналіз для локалізації та усунення несправності. Слід зазначити, що, як правило, значення $D_m(r)$ – невеликі. Однак, це – не дуже істотно, оскільки, по-перше, при отриманні результату «непридатний» проводиться аналіз причин з урахуванням суб'єктивних факторів (показання приладів та ін.). По-друге, значення $D_m(r)$, може бути дещо збільшено, наприклад, автоматичним повторенням перевірки.

У практиці контролю технічних систем стан окремих елементів, вузлів і пристроїв ОК часто впливає на результати проведення ряду вимірювань в одному циклі контролю. Природно, що достовірність отриманих результатів при цьому повинна

поліпшуватися. Зміна достовірності залежить від розкиду значень вихідних параметрів, які впливають на точність вимірювання, кількості окремих перевірок, участю одних і тих же частин ОК і кількості окремих перевірок в циклі контролю в цілому.

Граничним випадком максимального кореляційного зв'язку між окремими параметрами є повторення перевірки одного і того ж параметра в процесі контролю. При проведенні аналізу вимірювання похибка результату під час багаторазових вимірювань зменшується тільки за рахунок зменшення впливу випадкових факторів, незалежних для окремих вимірювань. На практиці похибка не може не виявитися менше значення, що визначається впливом неврахованих систематичних похибок.

При великому числі окремих незалежних факторів (практично при $m = 5$) з рівномірно малим впливом на результат вимірювання, погрішність вимірювання при проведенні серії вимірів розподіляється по нормальному закону відповідно з центральною граничною теоремою [3]. У випадку явно і досить сильно вираженого впливу одного з факторів характер розподілу δ_y визначається впливом цього чинника. Значення σ_i для кожного (а) залежить від характеристик законів розподілу i -го параметра для сукупності приладів або сукупності вимірювань.

Найчастіше зустрічаються такі закони розподілу:

1. Нормальний закон розподілу (Гауса). Зустрічається при обліку впливу багатьох (практично більше 5) співмірних за величиною чинників. Графік розподілу, зображений на мал.3.4, а.

2. Усічений нормальний закон. Зустрічається після проведення, відбракування-вилучення частини приладів, у яких параметр лежить поза межами усічення [$b1$, $b2$]. Графік розподілу зображений на мал. 3.4, б (симетричне усічення) і на мал.3.4, в (несиметричне усічення).

3. Рівномірний закон. Зазвичай використовується в разі відсутності вихідної інформації з яких-небудь значень змінної в діапазоні $\pm b$. При невідомому характері розкиду значень найкраще використовувати рівномірний закон. Наприклад, при аналізі впливу розкиду температурних умов на працездатність апаратури, що працює в нормальних (кімнатних $+15^\circ \div +35^\circ$) умовах, можна вважати розподіл температур рівномірним і у всьому діапазоні допустимих значень прийняти рівним

$M(T^\circ) = 25^\circ$ і $\sigma(T^\circ) = (10/\sqrt{3})^\circ = 5,77^\circ$. Аналогічно при використанні елементів (припустимо, резисторів) з можливим 5%-вим розкидом номінальних значень і в інших випадках. Графік розподілу зображений на рис. 3.4, з.

4. Закон арксинуса (арккосинуса). Зустрічається при впливі гармонійної перешкоди з амплітудним значенням b , а також при проведенні регулювання з метою введення параметра в задане поле допуску ($A_B = b$; $A_H = -b$) у випадку досить великого допуску або в разі отримання результатів підстроювання у вигляді дискретного (так-ні) сигналу. Як правило одержуваний антимодальний закон розподілу найкраще описується розподілом арксинуса. Графік розподілу зображений на рис.3.4, д.

5. Розподіл модуля випадкової величини за нормальним законом. Зустрічається в компенсаційних методах порівняння або вибірки систематичної похибки. Сімейство графіків розподілу зображено на рис.3.4, е.

Розподіл параметрів, описуваних іншими законами зустрічаються досить рідко. Вибір закону розподілу, не схожого ні на один з описаних вище, можна зробити, користуючись рекомендаціями будь-якого курсу математичної статистики (див., наприклад, [6]) або розкладанням в ряд Тейлора функції, підібраною емпірично.

Результати розрахунків зручно оформляти у вигляді таблиць. В [2] розглянуто приклад вимірювання інтервалу часу між двома імпульсами з аналізом похибок.

При проведенні подібного роду розрахунків особливу увагу слід приділяти контролю відповідності розмірностей всіх величин, що беруть участь в обчисленнях.

Усі параметри, які є джерелами похибок, доцільно розділити на дві великі групи або два типи. До першого типу слід віднести ті параметри, флуктуація яких за час проведення вимірювань (або однієї серії вимірювань, одного циклу контролю) істотно не впливає на похибку результату вимірювання. Зміна номінального значення параметрів першого типу відбувається протягом тривалого періоду часу між окремими серіями вимірювань або тільки при роботі з різними екземплярами однакових приладів. До цієї групи слід віднести розкид номінальних значень радіодеталей і

джерел живлення, наявність систематичної похибки вимірювання, падіння напруги в лінях зв'язку і т. п. До другого типу слід віднести ті параметри, флуктуація яких (розкид або швидкість зміни) за час проведення вимірювання може надати істотний вплив на похибку результату вимірювання. Параметри другого типу можуть змінюватися у відомих межах при проведенні однієї серії послідовних вимірювань в однакових умовах. До подібного роду параметрів можна віднести дискретність відліку, нестабільність спрацювання чутливого органу, вплив перешкод в тракці (зазвичай їх оцінюють за величиною еквівалентної напруги перешкод, наведених до входу вимірювального пристрою), нестабільність джерел живлення і т. п.

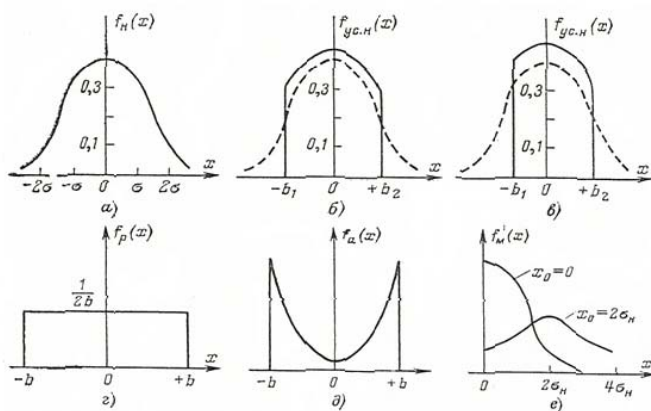


Рисунок 3.4. Графіки основних законів розподілу:

- а) – нормального, б) – симетрично усіченого нормального;
- в) – несиметрично усіченого нормального; г) – рівномірного;
- д) арксинуса; е) – модуля випадкової величини.

Природно, що поділ параметрів на дві групи декілька умовно, так як, наприклад, на практиці час проведення контролю (серії окремих вимірювань) може змінюватися в значних межах. З іншого боку, постійна часу зміни окремих параметрів може істотно не відрізнятися від часу одного виміру. Однак на практиці подібного роду випадки з великою похибкою даного джерела, зустрічаються досить рідко.

Доцільність поділу параметрів на дві групи виправдана наступними обставинами.

Різним підходом до аналізу причин похибок. Так, похибки другого типу визначаються в основному з досвіду, особливо такі, як рівень перешкод, наведених до входу вимірювального пристрою, тоді як вплив похибок першого типу визначається в основному аналітичним шляхом з технічної документації.

Різними для обох груп заходами, що підвищує точність вимірювання. Якщо вплив джерел похибок другого типу найбільш доцільно компенсувати статистичною обробкою результатів сукупності вимірювань, то вплив джерел похибок першого типу можливо компенсувати, наприклад, попереднім калібруванням тракту.

Слід зазначити, що деякі фактори можуть бути джерелами похибок як першого, так і другого типу одночасно в залежності від умов роботи. Так, наприклад, нестабільність межі спрацювання чутливого органу вимірювального пристрою може змінюватися в невеликих межах від вимірювання до вимірювання і в більш широких межах з часом під впливом зовнішніх умов і ряду інших причин. Аналогічно безпосередньо після включення апаратури може відбуватися процес виходу на сталий режим номінальних значень напруги джерел живлення.

Розглянемо визначення впливу джерел похибок першого і другого типу відповідно до загальних положень теорії ймовірностей [3]. Враховуючи поділ на фактори двох типів, можна написати формулу:

$$\sum_y = \sqrt{\sum_i^g (K_i \sigma_i)^2 + \sum_{j=g+1}^m (K_j \sigma_j)^2} \quad (3.5)$$

де індексами (i) позначаються дисперсії від джерел похибок першого типу; індексами j -дисперсії за рахунок джерел похибок другого типу; g – кількість джерел похибок першого типу; m -загальна кількість джерел похибок. Похибки першого типу вносять в результат вимірювання систематичну похибку, постійну для даної групи вимірювань, даного вимірювального проведення випробувань, даного вимірювального приладу і т. п. У відповідності з характером джерела похибки першого типу, використовуються такі способи компенсації їх впливу:

1. Корекція при налаштуванні приладів після виготовлення.

При налагодженні складних приладів зазвичай передбачають на налагоджувальних елементів правильний вибір яких забезпечує мінімальне значення похибки вимірювання, обумовлений розкидом номінальних значень параметрів радіодеталей;

2. Вибір методики проведення випробувань, що компенсує вплив похибок. Наприклад, часто використовується методика визначення кута зсуву фази за допомогою двох відрізків часу, що обмежуються переходами опорного й тиск що вимірюються гармонійних сигналів через нульове значення протягом одного періоду. Така методика дозволяє компенсувати вплив похибки за рахунок наявності постійної складової сигналу. Аналогічно при вимірюванні коефіцієнта посилення вплив постійної складової через нестабільність нуля тракту посилення компенсується дво-полярним вимірюванням і т. п.;

3. Корекція результатів вимірювання. До числа найбільш ефективних методів боротьби з похибками першого типу відносяться методи корекції, тобто врахування впливу похибок при оцінці результатів вимірювання. Зазвичай коригування виробляють шляхом попереднього калібрування приладу перед проведенням випробувань, після проведення випробувань або в процесі проведення випробування між окремими вимірами. Більш докладно про методи калібрування сказано, наприклад в [10].

В даний час автоматизація способів підвищення точності вимірювань шляхом корекції результатів і статистичної обробки сукупності вимірів не знайшла достатньо широкого розповсюдження в апаратурі контролю. Це обумовлено відсутністю тракту обробки результатів (ЦВМ) в простих системах контролю і тою обставиною, що точність наявних еталонів для калібрування зазвичай порівнянна з точністю вимірювань. Широке використання систем контролю з цифровою ЕОМ дозволить підвищити точність вимірювань в процесі контролю за рахунок введення статистичної обробки результатів вимірювань. У загальному випадку, при нескінченному повторенні перевірки, достовірність отриманого результату (точності складової) не може нескінченно збільшуватися. Достовірність прагне до деякого значення, що визначається впливом неврахованих систематичних факторів першого типу.

Точностна складова достовірності результатів контролю аналогового параметра визначається точністю вимірювань. Можна вважати, що, при багаторазовому повторенні вимірювань, вплив параметрів другого типу (джерел випадкових похибок) зменшується, в той час як вплив параметрів першого типу (джерел систематичних похибок) – незмінно. Еквівалентна похибка r -кратного вимірювання σ_{yr} визначається виразом (3.5). Значення $D_{mr}(r)$ и $D_{mr}(r)$ можуть бути визначені за номограми рис.3.3 при підстановці замість d/σ_y значення d/σ_{yr} . У разі повної незалежності результатів різних вимірювань одного параметра, тобто, якщо всі фактори, які визначають похибку вимірювань, – другого типу, середня квадратична похибка вимірювання зменшується в $\sqrt{r-1}$ раз. Цей випадок реалізується при проведенні ряду вимірювань різними вимірювальними засобами (рівноцінними за точності вимірів). Значення $D_{mr}(r)$ і $D_{mr}(r)$ залежать від співвідношення впливу параметрів першого ($\Sigma\sigma_{y1}$) і другого ($\Sigma\sigma_{y2}$) типів. Чим більше $\Sigma\sigma_{y1}$, тим менше змінюються величини достовірності при проведенні повторних вимірювань.

Аналогічно повторення окремих перевірок можливо проводити облік взаємного впливу різних перевірок в циклі контролю. За логікою речей його доцільно виробляти за впливом окремих первинних факторів. Прийmemo, що, якщо, при проведенні одного процесу контролю, один і той же первинний фактор впливає на кілька (r) перевірок, його вплив має зменшитися в $\sqrt{r-1}$ раз. Природно, що все вищесказане стосується лише до факторів другого типу. Природно також, що облік кореляції впливає тільки на значення достовірності результату «придатний». Результат «непридатний» виробляється роздільно при кожній окремо взятій перевірці, отже, кореляція окремих перевірок – відсутня.

Розглянемо сказане на *прикладі*. Проводиться контроль коефіцієнта посилення підсилювача з роздільними дільниками напруги на 20 виходах. В одному циклі контролю по черзі перевіряються всі 20 виходів подільника напруги. Всього на роботу власне підсилювача впливає 60 первинних факторів, з яких 10 першого типу і 50 другого. На роботу кожного виходу дільника напруги з урахуванням завдання відповідної величини еталонного напруження впливають чотири фактори. Наведений

вплив кожного з факторів – однаковий і становить 5 од. Розподіл контрольованих параметрів-однаковий у всіх перевірках, підпорядковується нормальному закону розподілу з шириною поля допусків $6\sigma_x = 1000$ од.

Необхідно визначити значення $D_i(r)$, $D_m(r)$ і $D_m(r^l)$. Для вирішення скористаємося формулою (3.5). Для кожної з 20 перевірок

$$\sigma_y = \sqrt{\left[\left(10 + \frac{50}{20-1} \right) + 4 \right] \cdot 5^2} = 20,3 \quad (3.6)$$

$$d/\sigma_y = 49,3 \quad (3.7)$$

За номограмою рис.3.3 визначаємо: $D_i(r)=0,9995$;

$$D_m(r) = \prod_{i=1}^{20} D_i(r)$$

Для розрахунку $D_m(r)$ визначаємо: $\sigma_y=40$ од.; $d/\sigma_y=25$ од.

За номограмою рис.3.2. $D_i(r) = D_m(r)=45$,

Відповідь: $D_i(r)=0,9995$; $D_m(r)=0,99$; $D_m(r)=0,45$.

Можна відзначити, що для даного прикладу, як і в багатьох практичних випадках, облік взаємної кореляції, ускладнюючи розрахунки, змінює значення достовірності результату «придатний» не дуже значно.

РОЗДІЛ 4 КОМП'ЮТЕРНІ ТЕХНОЛОГІЇ СТАТИСТИЧНОЇ ОБРОБКИ РЕЗУЛЬТАТІВ КОНТРОЛЮ

4.1 Основні види похибок результатів контролю

Поняття «похибка» – одне з центральних в метрології. Похибка результатів контролю (вимірювання) – це різниця між результатом вимірювання x і істинним (дійсним) значенням вимірюваної величини. Похибки можуть мати випадкову і систематичну складові.

Випадкова похибка – складова похибки результату вимірювання, змінюється випадковим чином (за знаком і значенням) при повторних вимірах однієї і тієї ж величини, наприклад, внаслідок зміни властивостей металічного стержня або параметрів навіпровідників у різних точках вимірювання, неправильного функціонування вимірювального пристрою, зміни зовнішніх умов вимірювання. У появі таких похибок не спостерігається якої-небудь закономірності, вони проявляються у вигляді розкиду отриманих даних. Випадкові похибки завжди присутні в результатах вимірювання, причому, чим більше вимірювання, тим менше випадкова похибка. Кожна випадкова похибка виникає в результаті дії багатьох чинників, кожен з яких сам по собі не чинить значного впливу на результат, але сумарна їх дія може викликати помітні похибки. Оскільки випадкові похибки не піддаються виключенню з результатів вимірювання, то при розгляді їх впливу на результат вимірювання завдання зводиться до вивчення властивостей сукупностей результатів окремих вимірювань.

Систематична похибка – складова похибки результату вимірювання, яка визначається впливом одного або декількох факторів, які діють постійною або закономірно змінюються. Цю похибку оцінюють по результатам вимірювань. Якщо значення систематичної похибки, оцінене в процесі вимірювання виявляється істотним в порівнянні з необхідною похибкою вимірювання, то необхідно прийняти міри до визначення причини її походження і її усунення або поправочний множник для компенсації цієї похибки.

Причинами виникнення систематичної похибки можуть бути:

– вплив засобу вимірювання, наприклад, знос, несправність, неправильна установка, налаштування;

- недосконалість методу вимірювання;
- розкид властивостей матеріалу по об'єму;
- умови вимірювання;
- суб'єктивні похибки – обумовлені станом оператора, що проводить виміри, його положенням під час роботи, недосконалістю органів чуття, його кваліфікацією і реакцією.

У метрологічній практиці при оцінці систематичних похибок повинен враховуватися вплив наступних чинників:

1. Об'єкт вимірювання. Перед виміром він має бути добре вивчений з метою коректного вибору його моделі. Наприклад, при вимірі площі сільськогосподарських угідь кривизна земної поверхні може не враховуватися, оскільки вона не вносить відчутної похибки, проте при вимірі океанів нею нехтувати вже не можна.

2. Суб'єкт вимірювання. Щоб зменшити похибку вимірювання необхідно підібрати оператора високої кваліфікації.

3. Метод і засіб вимірювання. Надзвичайно важливий їх правильний вибір.

4. Умови вимірювання. Забезпечення і стабілізація нормальних умов необхідна вимога.

Відомий ряд способів виключення систематичних похибок, які умовно можна розділити на чотири основні групи:

- усунення джерел похибок до початку вимірювання;
- виключення похибок в процесі вимірювання способами заміщення, компенсації похибок по знаку, протиставлення (перестановки), симетричних спостережень;
- внесення відомих поправок до результату вимірювання (виключення похибок обчисленням);
- оцінка меж систематичних похибок, якщо їх не можна виключити.

За характером прояви систематичні похибки поділяються:

За характером зміни в часі:

- постійні систематичні похибки – залишаються незмінними протягом усієї серії вимірювання. Наприклад, похибка від того, що неправильно встановлений нуль на шкалі приладу, похибка від постійної додаткової ваги на чашці ваг тощо.

- змінні (прогресивні) систематичні похибки – змінюються в процесі вимірювання, при цьому зростаючи або убуваючи. Пері-

одичною називається похибка, значення якої є періодичною функцією часу. Наприклад, похибки, що виникають внаслідок зносу контактуючих деталей засобів вимірювання, при поступовому розряді батареї, що живить засіб вимірювання, коливання температури довкілля.

Систематичні похибки при повторних вимірах залишаються постійними або закономірно змінюються за певним законом. Ці похибки в деяких випадках можна визначити експериментально, а, отже, отриманий результат вимірювання може бути уточнений шляхом введення поправки

При контролі похибки утворюються в результаті впливу різних випадкових, контрольованих і неконтрольованих чинників (факторів). Похибки відносять до неперервних випадкових величин, тобто до таких, що можуть приймати ті чи інші числові значення в залежності від різних випадкових обставин. Одержувані при спостереженнях чи вимірах значення випадкової величини непередбачені, можна тільки задатися імовірністю одержання того чи іншого значення.

Похибки результатів контролю визначаються різницею між значенням вимірюваною величини та її дійсним значенням. Результат вимірювання це випадкова величина і він повністю визначає випадкову складову похибки, так як дійсне значення вимірюваною величини має стале значення. Дійсне значення, також, оцінюється по результатам вимірювання, якщо його математичне значення невідомо.

4.2 Визначення виду розподілу та статистичних характеристик похибок

Для визначення виду розподілу та статистичних характеристик похибок доцільно провести статистичне дослідження результатів вимірювань, як випадкової величини.

Будь-які характеристики випадкової величини, отримані по результатам контролю, називаються емпіричними характеристиками, а дійсні характеристики – теоретичними характеристиками.

Емпіричні характеристики вимірювань визначають за сукупністю результатів вимірювання x_1, x_2, \dots, x_n , які можна розглядати як вибірку випадкових величин. За цими результатами

можна оцінити центр групування, розсіювання і розподіл ймовірностей випадкової величини X .

Для оцінки центра групування вибірки випадкових величин x_1, x_2, \dots, x_n використовуються:

- середнє арифметичне;
- медіана;
- мода.

Медіана дорівнює середньому члену вибірки випадкових чисел x_1, x_2, \dots, x_n , розташованих у зростаючому порядку, при непарному n . Якщо n – парне, медіана дорівнює напівсумі двох середніх членів. Модою називається таке значення випадкової величини, імовірність одержання якого найбільша.

Розсіювання випадкових величин усередині вибірки x_1, x_2, \dots, x_n характеризується:

- емпіричною дисперсією s^2 ;
- розмахом R .

Розмах визначається як різниця максимального і мінімального членів сукупності.

Статистичним розподілом випадкової величини називається розташована в порядку зростання сукупність значень випадкових величин (варіаційний ряд) із вказівкою імовірності їхнього виникнення.

Статистичний розподіл може бути представлений у вигляді гістограми або полігона. Гістограма – це ступінчастий графік, ординати якого відповідають частоті чи частоті попадання даного випадкового у визначений інтервал значення, відкладених по осі абсцис. Відмінність полігону від гістограми в тім, що роль ступінчастого графіка грає багатокутник, кути якого відповідають частоті або частоті. При побудові гістограми або полігона використовується представлення сукупності результатів вимірювання x_1, x_2, \dots, x_n вибірки в групованому вигляді. Частість f_i (чи відносна частота) визначаються за формулою:

$$f_i = \frac{m_i}{n};$$

де: m_i – кількість попадань значень випадкової величини в i -ий інтервал (абсолютна частота);

n – об'єм вибірки (сукупності результатів вимірювання).

Розглянемо форми представлення результатів вимірювання на прикладі результатів вимірів статичного коефіцієнта передачі струму емітера транзисторів середньої потужності (об'єм сукупності $n=10$).

Форми представлення результатів вимірювання наступними.

1. *Представлення результатів вимірювання у негрупованому вигляді $x_i, i=1, n$.*

Така форма зв'язана з наявністю зведень про кожен елемент вибірки. Наприклад, у табл. 4.1 наведені результати вимірів статичного коефіцієнта передачі струму емітера транзисторів середньої потужності, дійсне значення якого 0,97, і похибки (об'єм вибірки $n=10$).

Таблиця.4.1 – Результати вимірів статичного коефіцієнта передачі струму у негрупованому вигляді

| | | | | | | | | | | |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| n | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| x_i | 0,975 | 0,967 | 0,967 | 0,969 | 0,972 | 0,965 | 0,972 | 0,985 | 0,963 | 0,968 |

2. *Представлення результатів вимірювання у вигляді варіаційного ряду (в упорядкованому вигляді):*

$$x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(i)} \leq \dots \leq x_{(n)}.$$

У цьому випадку $x(i)$ – член варіаційного ряду або варіанта Індекс (i) указує на порядковий номер елемента у варіаційному ряді. Форма представлення результатів контролю у вигляді варіаційного ряду не приводить до втрати інформації про вимірювання, але спотворює інформацію, установлюючи залежність між сусідніми значеннями вимірювань (елементами вибірки). Представлення результатів попереднього приклада (табл. 4.1) у вигляді варіаційного ряду показано в табл. 4.2.

Таблиця.4.2 – Результати вимірів статичного коефіцієнта передачі струму у вигляді варіаційного ряду

| | | | | | | | | | | |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| i | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| x_i | 0,960 | 0,965 | 0,967 | 0,968 | 0,970 | 0,975 | 0,975 | 0,976 | 0,977 | 0,981 |

3. *Представлення результатів вимірювань у груповому вигляді.* Така форма представлення результатів вимірювання

зв'язана з розбивкою області завдання випадкової величини X на L інтервалів групування. При цьому відома тільки кількість вимірювань n_j , що потрапили в j інтервал, і послідовність границь інтервалів розбивки. Для визначення числа L інтервалів штучного групування користуються формулою Старджеса.

$$L = 1 + 3.322 \lg n. \quad (4.1).$$

У деяких випадках ширина кожного інтервалу може бути відмінною від інших (нерівноточне групування).

Розглянемо послідовність процедури представлення результатів вимірювань в групованому вигляді.

3.1. Формування варіаційного ряду сукупності результатів вимірювання x_1, x_2, \dots, x_n .

3.2. Виділення мінімального і максимального елемента члена сукупності

$$x_{\max} = x_{(n)}.$$

3.3. Визначення числа інтервалів групування здійснюється або з розуміння точності і встановлюється емпіричним шляхом у залежності від обсягу сукупності, або за формулою Старджеса (4.1). Округлення при визначенні L здійснюється до найближчого цілого числа.

3.4. Визначення ширини інтервалів розбивки на групи.

$$h = \frac{x_{(n)} - x_{(1)}}{L}.$$

3.5. Формування послідовності границь інтервалів розбивки. Утворений варіаційний ряд границь інтервалів групування буде виглядати як

$$x_{(1)}, x_{(1)} + h, x_{(1)} + 2h, \dots, x_{(1)} + (L-1)h, x_{(n)}.$$

3.6. Визначення кількості m_i , що потрапили в кожен i -ий інтервал.

Групована форма представлення результатів вимірювань не містить інформації про кожен елемент сукупності. При цьому часто як значення вимірювання на інтервалі приймається його середина.

Розглянемо, як приклад, групувану форму представлення результатів вимірювань коефіцієнта підсилення транзисторів на тестових комірках пластин при виготовлення інтегральних схем

Приклад 4.1. Проведена дослідна партія пластин для виготовлення інтегральних схем, в якій було 3 тестових пластини. При проведенні партії по технологічному процесу особливо ретельно дотримувались технологічні режими, максимально виключений вплив сторонніх зовнішніх факторів. З партії взята одна тестова пластина, на комірках якої вимірювався коефіцієнт підсилення транзисторів, кількість вимірювань $n=100$. Результати вимірювань наведені табл.4.3.

В табл.4.4 показано число значень вимірювань m_i , що потрапили в кожен i -й інтервал і результати підрахунку відносних частот f_i .

Таблиця.4.3 – Результати вимірювань коефіцієнта підсилення транзисторів

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|----|--------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1 | 944,8 | 993,4 | 920,8 | 899,4 | 1042,0 | 840,6 | 958,5 | 1043,0 | 1018,4 | 1034,4 |
| 2 | 867,4 | 666,5 | 937,4 | 763,2 | 701,3 | 889,0 | 795,2 | 919,6 | 975,9 | 883,6 |
| 3 | 800,8 | 1006,0 | 998,5 | 842,4 | 883,5 | 1019,6 | 1002,1 | 1114,7 | 937,4 | 1091,8 |
| 4 | 943,5 | 917,2 | 808,4 | 842,0 | 981,1 | 989,3 | 972,1 | 754,3 | 897,2 | 1052,3 |
| 5 | 745,2 | 869,5 | 915,9 | 991,1 | 1090,9 | 1016,4 | 938,9 | 942,5 | 851,4 | 925,8 |
| 6 | 687,6 | 891,5 | 818,5 | 1028,3 | 965,0 | 975,6 | 770,9 | 690,5 | 934,9 | 888,8 |
| 7 | 950,0 | 870,7 | 901,8 | 1004,3 | 892,8 | 946,9 | 882,7 | 810,8 | 827,4 | 1042,5 |
| 8 | 889,6 | 954,7 | 961,4 | 966,5 | 1083,6 | 920,6 | 785,3 | 831,3 | 938,6 | 1103,1 |
| 9 | 1049,7 | 976,9 | 857,6 | 968,1 | 828,0 | 981,4 | 930,6 | 835,7 | 882,9 | 991,1 |
| 10 | 1046,9 | 766,0 | 946,1 | 876,7 | 903,2 | 860,1 | 930,0 | 869,5 | 820,9 | 874,8 |

Відзначимо, що

$$\sum_{i=1}^L m_i = n,$$

де L – число всіх інтервалів, наведених у табл. 4.4; i – номер інтервалів.

За даними табл.4.3 будуємо емпіричну (експериментальну) функцію розподілу, що може бути показана у вигляді гістограми (рис.4.1).

Таблиця.4.4 – Результати вимірювань у групуваному вигляді

| i | $(X_i \div X_{i+1})$ | m_i | f_i |
|-----|----------------------|-------|-------|
| 1 | (650÷700] | 3 | 0,03 |
| 2 | (700÷750] | 2 | 0,02 |
| 3 | (750÷800] | 6 | 0,06 |
| 4 | (800÷850] | 12 | 0,12 |
| 5 | (850÷900] | 20 | 0,20 |
| 6 | (900÷950] | 21 | 0,21 |
| 7 | (950÷1000] | 17 | 0,17 |
| 8 | (1000÷1050] | 13 | 0,13 |
| 9 | (1050÷1100] | 4 | 0,04 |
| 10 | (1100÷1150] | 2 | 0,02 |
| 11 | (1150÷1200] | 0 | 0 |
| | Σ | 100 | 1 |

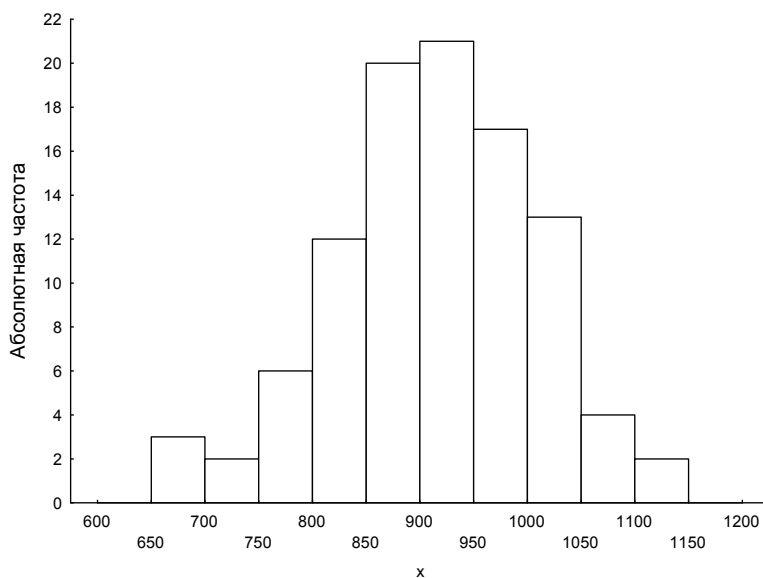


Рисунок 4.1. Емпірична функція розподілу у виді гістограми

На підставі наведеної гістограми можна зробити попередній висновок, що похибки відповідають нормальному закону розподілу, систематична складова відсутня. Для обґрунтування зробленого висновку необхідно висунути і перевірити статистичну

гіпотезу щодо виду закону розподілу, що потребує знання дійсних (теоретичних) характеристик вимірюваної величини.

Основними теоретичними характеристиками є:

- математичне очікування;
- дисперсія;
- коефіцієнт асиметрії;
- коефіцієнт ексцесу.

Математичне очікування характеризує центр розподілу випадкової величини x і визначається за формулою:

$$E(x) = \mu = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx .$$

Оцінюється $E(x)$ середнім арифметичним для значень, отриманих при спостереженнях (вимірах) випадкової величини x .

Дисперсія характеризує розсіювання випадкової величини x і визначається за формулою:

$$D(x) = \sigma^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f(x)dx .$$

Для характеристики форми розподілу використовуються коефіцієнти асиметрії й ексцесу. Коефіцієнт асиметрії визначає асиметрію розподілу і задається як

$$\beta_1^2 = \frac{\mu_3^2}{\mu_2^3},$$

де μ , ν – позначені центральні і початкові теоретичні моменти порядку k , що визначаються виразами:

$$\mu_k = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \nu_1)^k f(x)dx,$$
$$\nu_k = \int_{-\infty}^{\infty} x^k f(x)dx.$$

Для симетричного розподілу β_1 ($i \mu_3$) дорівнює 0. Наприклад, для моделі нормального розподілу $\beta_1=0$. При $\beta_1<0$ ($\mu_3<0$) розподіл має лівосторонню асиметрію, при $\beta_1>0$ ($\mu_3>0$) – правосторонню.

Коефіцієнт ексцесу β_2 також є характеристикою форми розподілу, а саме його гостровершинності, і визначається виразом:

$$\beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}.$$

Величина $\gamma=\beta_2-3$ називається приведеним коефіцієнтом ексцесу. Для нормальної моделі випадкової величини $\gamma=0$, а $\beta_2=3$.

Теоретичні характеристики оцінюються відповідними їм емпіричними (вибірковими) характеристиками (табл.4.5).

Таблиця.4.5 – Оцінка теоретичних характеристик

| Теоретичні характеристики | Вибіркові характеристики |
|--|--|
| Математичне очікування $E(x)$ | $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ |
| Дисперсія $D(x)$ | $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ |
| Початковий момент k -го порядку ν_k | $\nu_k^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k$ |
| Центральний момент k -го порядку μ_k | $\mu_k^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \nu_1^*)^k$ |
| Коефіцієнт асиметрії $(\beta_1)^2$ | $(\beta_1^*)^2 = \frac{(\mu_3^*)^2}{(\mu_2^*)^3},$ |
| Коефіцієнт ексцесу β_2 | $\beta_2^* = \frac{(\mu_4^*)}{(\mu_2^*)^2}.$ |

Теоретичні (генеральні) характеристики. Функція розподілу випадкової величини, отримана по генеральній сукупності, називається теоретичною функцією розподілу і позначається $F(x)$.

Розподіл випадкової величини X може бути описаний аналітично за допомогою теоретичного розподілу $F(x)$. з функцією густини імовірності:

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx}.$$

Нормальний розподіл (Муавра-Гаусса) займає провідне місце в метрології, так як відповідність емпіричного розподілу вимірювань (відповідно похибок) вказує на відсутність систематичної складової у похибці. Функцією густини імовірності нормального розподілу представляється як:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma^2 \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right).$$

Нормальний розподіл симетричний відносно μ і має наступні характеристики: математичне очікування $M(x)=\mu$, дисперсію $D(x)=\sigma^2$, коефіцієнт асиметрії $\beta_1=0$, коефіцієнт ексцесу $\beta_2=3$, приведений коефіцієнт ексцесу $\gamma=0$.

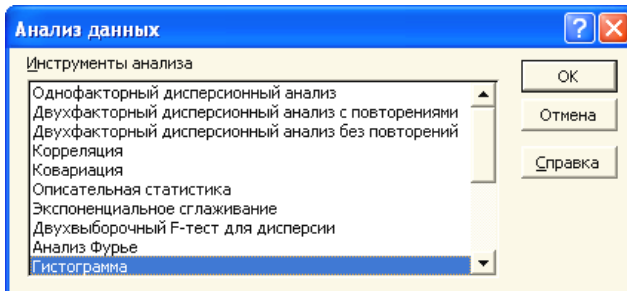
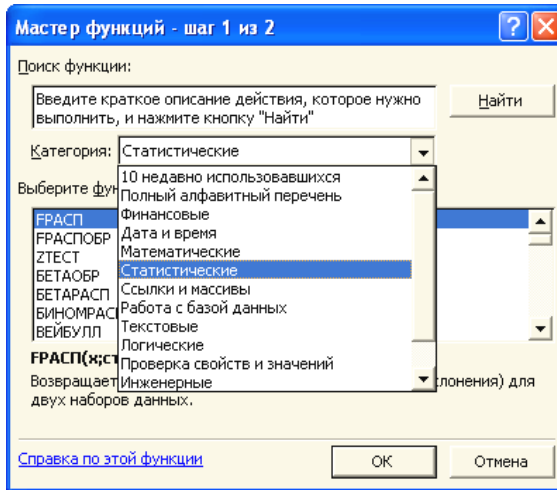
Визначення виду розподілу вимірювань розподілу та їх характеристик доцільно виконувати за допомогою комп'ютерних технологій. [2, 17, 35]

4.3 Використання вмонтованих статистичних функцій і Пакета аналізу програми Microsoft Excel

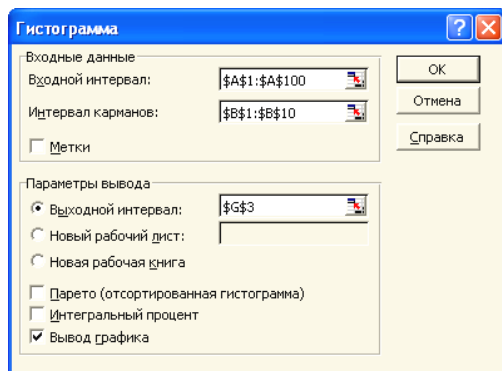
Досить розповсюджена програма Microsoft Excel дає можливість не дуже підготовленому користувачу виконати початкову статистичну обробку даних. До складу Microsoft Excel входить набір статистичних функцій і засоби аналізу даних (так званий пакет аналізу), призначений для вирішування статистичних задач. Проведення статистичного аналізу здійснюється досить просто – варто вказати вхідні дані і вибрати за допомогою меню потрібну статистичну функцію чи в пакеті аналізу (інструмент аналізу).

Розрахунок статистичних характеристик. В програмі Microsoft Excel представлено велике число вмонтованих статистичних функцій. З їхньою допомогою можна розрахувати всі статистичні характеристики, що звичайно використовуються на практиці. Для виклику потрібної вмонтованої статистичної функції використовується команда Вставка → Функція ... чи кнопка Вставка функції, і у вікні, що з'явилось, Майстер функцій вибрати категорію «статистичні» і вказати потрібну функцію, в

підвікні виберіть функцію. Після вибору і клацання по кнопці ОК з'являється вікно Аргументи функції, за допомогою якого здійснюється введення адрес комірок таблиці зі значеннями оброблюваного масиву і, при необхідності, інших необхідних величин (наприклад, ступенів вільності).



Побудова гістограми. Для побудови гістограми використовується команда Сервіс → Аналіз даних, після чого у вікні, що з'явилось, Аналіз даних – вибирається інструмент аналізу – Гістограма.



У вікні Гістограма задається вхідний інтервал, де вказуються адреси комірок з вихідними даними, і інтервал кишень, де вказуються адреси комірок зі значеннями границь інтервалів. Потім задаються бажані параметри виводу, клацнути кнопку ОК.

Приклад 4.2. Розрахувати статистичні характеристики і побудувати гістограму по вихідним даним, наведеним у табл. 4.3.

Рішення за допомогою Microsoft Excel. Для розрахунку основних статистичних характеристик: середнього арифметичного, медіани, моди, емпіричної дисперсії і розмаху, введемо в комірки таблиці вихідні дані і використаємо відповідні вмонтовані статистичні функції. Результати розрахунку зведені в табл. 4.6.

Таблиця 4.6 – Результат розрахунку статистичних характеристик

| срзнач | медіана | мода | дисп | мін | макс |
|----------|-----------|--------|---------|---------|--------|
| 916,4847 | 923,34109 | 944,78 | 9261,16 | 666,518 | 1114,7 |

Для побудови гістограми використаємо команду Сервіс → Аналіз → Гістограма. У вікні Гістограма задаємо вхідний інтервал, де вказуємо адреси комірок з вихідними даними, і інтервал кишень, де вказуємо адреси комірок зі значеннями границь інтервалів. Виводяться таблиця частот і Гістограма (табл.4.7, рис. 4.2).

Зазначимо, що в програмі Microsoft Excel термін «кишень» означає границю інтервалу.

Програма Microsoft Excel дозволяє розрахувати емпіричні статистичні характеристики і побудувати гістограму. Але відсутня можливість перевірки статистичних гіпотез щодо виду розподілу результатів вимірювань.

Таблиця 4.7 – Таблиця частот

| Кишеня | Частота |
|--------|---------|
| 650 | 0 |
| 700 | 3 |
| 750 | 2 |
| 800 | 6 |
| 850 | 12 |
| 900 | 20 |
| 950 | 21 |
| 1000 | 17 |
| 1050 | 13 |
| 1100 | 4 |
| 1150 | 2 |
| Ще | 0 |

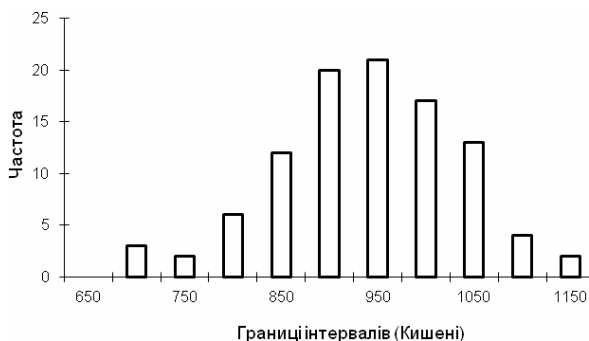


Рисунок 4.2. Гістограма, побудована за даними табл.4.3

Набагато більше можливостей статистичної обробки результатів вимірювань має програма STATISTICA.

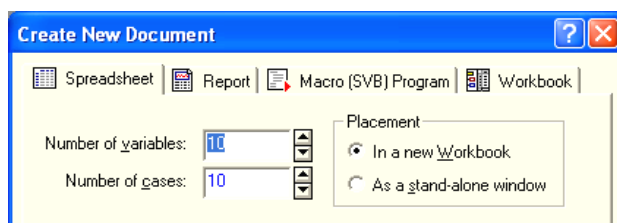
4.4 Використання програмного пакета STATISTICA

Програмний пакет STATISTICA – це могутній пакет статистичного дослідження, у якому реалізовані всі новітні комп’ютерні і математичні методи аналізу даних. Пакет зручний для керування, дані легко ввести в середовище пакета, відносно легко відредагувати, створити нові змінні.

Уведення вихідних даних. Вихідні дані в програмі STATISTICA організовані у вигляді електронних таблиць (Spreadsheets) і складаються з рядків і стовпців. Стовпці таблиці називаються Variables – Перемінні, а рядки Cases – Спостереження.

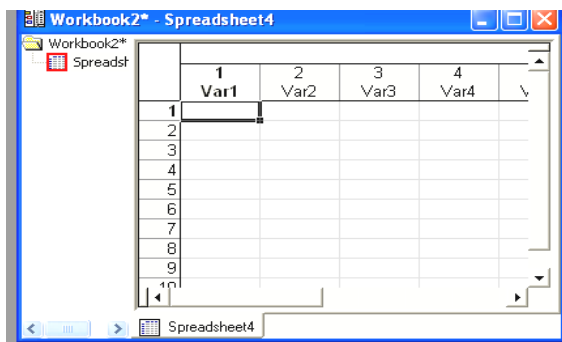
Розглянемо уведення вихідних даних на прикладі версії StatSoft Statistica v.6.0. Вихідні дані можна вводити безпосередньо в пакеті зі створенням файлів вихідних даних у форматі *. stw чи імпортувати дані з інших систем, наприклад, з програми MS Excel.

Для безпосереднього уведення вихідних даних можна використовувати команду File → New, після чого відкривається вікно Create New Document, де на вкладці Spreadsheet задається число рядків і стовпців.

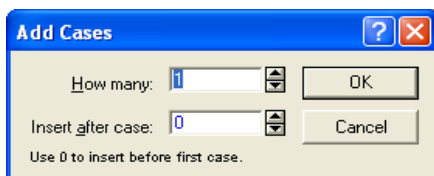


Після клацання по кнопці ОК відкривається вікно Workbooks – Spreadsheet з електронною таблицею, уведення даних у яку здійснюється так само, як і в додатку Excel.

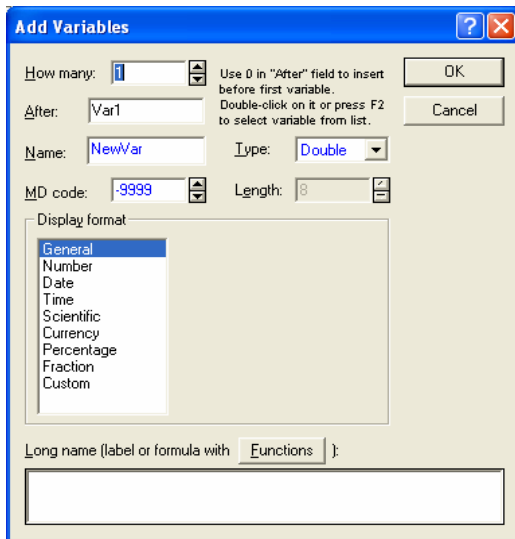
Можна збільшити кількість, перемістити, копіювати, видалити як рядки, так і стовпці цієї таблиці, для чого використовуються команди DATA → cases чи DATA → vars. Після вибору команди DATA → cases → Add на екрані виникне меню, що пропонує наступний вибір: Add...(додати), move...(перемістити), сору...(копіювати), Delete...(видалити).



Після вибору, наприклад, Add, з'являється вікно Add Cases, що дозволяє вказати після якого рядка скільки додається рядків.



Вибір DATA → vars → Add приводить до появи вікна Add Variables, що дозволяє вказати після якого стовпця скільки додається стовпців, ім'я, тип і формат перемінних у стовпці.



Для того щоб описати перемінну, необхідно двічі клацнути мишею по її імені – наприклад, після клацання по заголовку перемінної 2 (VAR2) відкриється вікно Variable2, у якому можна задати її ім'я (чи перейменувати), задати вид і розмір шрифту для цього імені, тип і формат перемінної і т. п.

Для введення заголовка таблиці необхідно двічі клацнути лівою кнопкою миші по порожньому полю вище назв стовпців, і після появи курсору ввести потрібний заголовок. Наприклад, результати вимірів коеф. підсилення.

| | 1 | 2 | 3 | 4 | v |
|----|-------|------|------|------|---|
| | Var1 | Var2 | Var3 | Var4 | |
| 1 | 0,972 | | | | |
| 2 | 0,976 | | | | |
| 3 | 0,972 | | | | |
| 4 | 0,976 | | | | |
| 5 | 0,959 | | | | |
| 6 | 0,966 | | | | |
| 7 | 0,976 | | | | |
| 8 | 0,968 | | | | |
| 9 | 0,968 | | | | |
| 10 | 0,968 | | | | |

Аналогічно, після подвійного клацання лівою кнопкою миші по номеру рядка вводиться і потрібна для нього назва. Наприклад, для 2-го рядка введемо 2-вимір

| | Результаты измер. | |
|----------------|-------------------|-----------|
| | 1 Var1 | 2 Var2 |
| 1 | 0,972 | |
| 2-ое измерение | 0,976 | |
| 3 | 0,972 | |
| 4 | 0,976 | |

Оскільки пакет STATISTICA є звичайним Windows-додатком, можна легко і швидко імпортувати дані, отримані в системі STATISTICA, в інший Windows-додаток, наприклад у MS Word, Excel.

Найкраще зробити це в такий спосіб: натисніть одночасно кнопки ALT і F3. На екрані замість курсору миші з'явиться значок «приціл». Використовуючи мишу, помістіть приціл у верхній лівий кут таблиці. Потім натисніть ліву кнопку миші, зафіксуйте приціл і, утримуючи кнопку миші, перемістіть приціл у потрібне для копіювання місце таблиці. Виділена частина таблиці буде відзначена прямокутною заштрихованою рамкою. Після того, як ви відпустите кнопку миші, відзначена частина таблиці буде поміщена в буфер обміну. Якщо тепер відкрити потрібний документ якогонебудь Office-додатка, то обраний сегмент таблиці буде знаходитися в буфері обміну і може бути скопійований. Результат копіювання частини таблиці в MS Word показаний нижче.

| | | |
|-----|-------|--|
| 4 | 0,976 | |
| 4x1 | 0,959 | |
| 6 | 0,966 | |
| 7 | 0,976 | |
| 8 | 0,968 | |

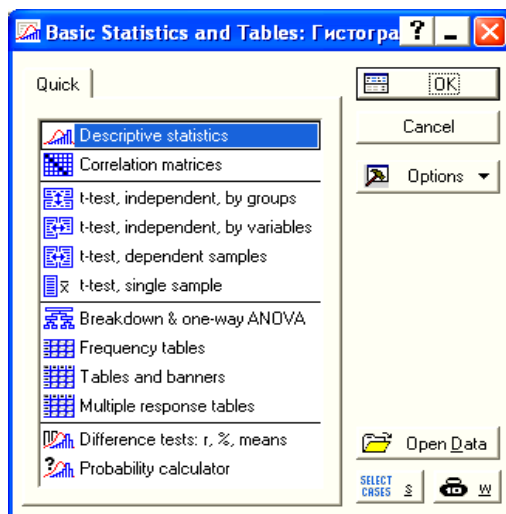
Після закінчення введення даних і закриття таблиці при відповіді «так», на запит про необхідність збереження файлу з даними з'являється вікно Save As, за допомогою якого задається ім'я і шлях до файлу. Файл зберігається у форматі *. stw.

Розрахунок статистичних характеристик і побудова гістограми визначаються процедурою, що складається з наступних кроків.

Крок 1. Ввести чи імпортувати (наприклад, з Excel) вихідні в робочу книгу (Workbook) системи STATISTICA.

Крок 2. Виділити стовпець із уведеними чи імпортованими даними, для якого необхідно розрахувати статистичні характеристики і побудувати гістограму. При необхідності можна змінити назву стовпця.

Крок 3. Клацнути по кнопці Start menu..., розташованій в лівому нижньому куті вікна додатка й у меню, що з'явилося, вибрати Statistics → Basic Statistics and Tables → Descriptive Statistics.



Крок 4. Необхідні статистичні характеристики (описові статистики) задаються у вікні Descriptive Statistics на вкладці Advanced (рис. 4.3).

Крок 5. Для побудови таблиці з абсолютними і відносними частотами попадання даних в автоматично обраний інтервал і гістограми використовуються кнопки Frequency table, Histograms на вкладку Quick вікна Descriptive Statistics (рис. 4.4).

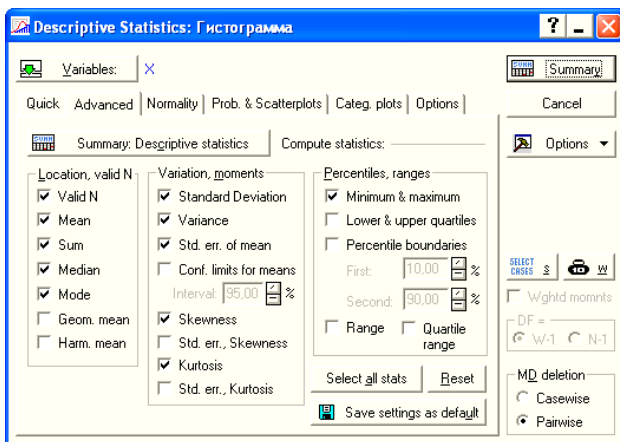


Рисунок 4.3. Вкладка Advanced вікна Descriptive Statistics

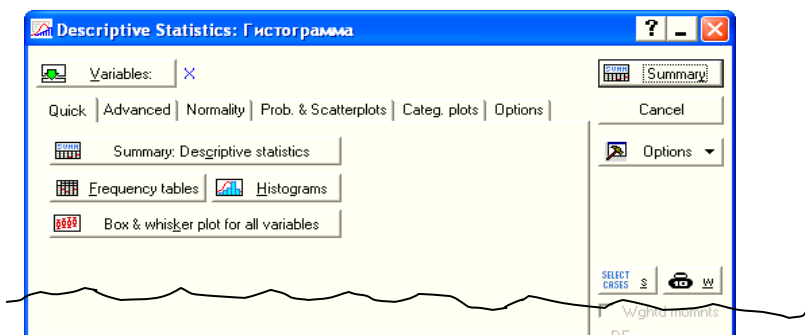


Рисунок 4.4. Вкладка Quick вікна Descriptive Statistics

Приклад 4.3. Для прикладу виконаємо початкову статистичну обробку для вихідних даних з табл. 4.3. Вихідні дані імпортовані з таблиці Excel попереднього прикладу.

Статистичні характеристики – середнє арифметичне (Mean), медіана (Median), дисперсія (Variance), стандартне відхилення (Std. Dev.), асиметрія (Skewness), ексцес (Kurtosis) наведені на рис. 4.5. Таблиця частот і гистограма, отримані за технологією початкової статистичної обробки (модуль Basic Statistics and Tables → Descriptive Statistics) пакета STATISTICA, приведені на рис. 4.6, 4.7.

| Descriptive Statistics (Spreadsheet6 in Workbook4) | | | | | | | |
|--|---------|----------|----------|----------|----------|-----------|-----------|
| Variable | Valid N | Mean | Median | Variance | Std.Dev. | Skewness | Kurtosis |
| Var1 | 100 | 916,4860 | 923,3000 | 9261,327 | 96,23579 | -0,327278 | -0,061809 |

Рисунок 4.5. Статистичні характеристики

| Frequency table: X (Гистограмма) | | | | | | |
|---|-------|------------------|------------------|------------------|----------------|---------------------|
| K-S d=.04776, p> .20; Lilliefors p> .20 | | | | | | |
| Category | Count | Cumulative Count | Percent of Valid | Cumul % of Valid | % of all Cases | Cumulative % of All |
| 600,0000<x<=700,0000 | 3 | 3 | 3,00000 | 3,0000 | 3,00000 | 3,0000 |
| 700,0000<x<=800,0000 | 8 | 11 | 8,00000 | 11,0000 | 8,00000 | 11,0000 |
| 800,0000<x<=900,0000 | 32 | 43 | 32,00000 | 43,0000 | 32,00000 | 43,0000 |
| 900,0000<x<=1000,0000 | 38 | 81 | 38,00000 | 81,0000 | 38,00000 | 81,0000 |
| 1000,0000<x<=1100,0000 | 17 | 98 | 17,00000 | 98,0000 | 17,00000 | 98,0000 |
| 1100,0000<x<=1200,0000 | 2 | 100 | 2,00000 | 100,0000 | 2,00000 | 100,0000 |
| Missing | 0 | 100 | 0,00000 | | 0,00000 | 100,0000 |

Рисунок 4.6. Таблиця частот

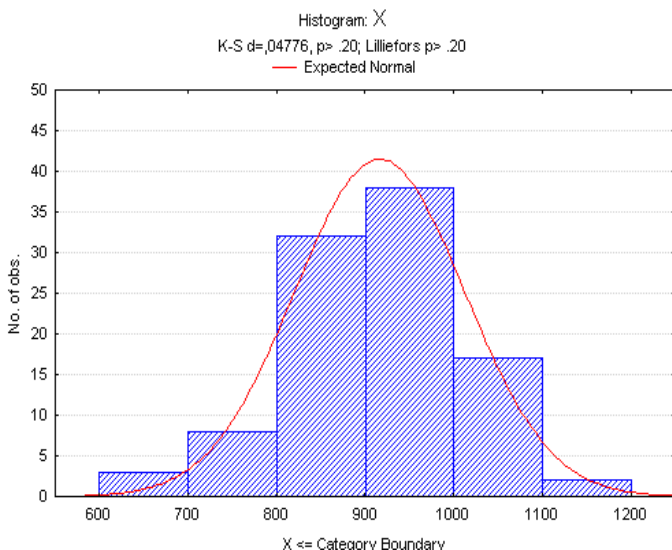


Рисунок 4.7. Гістограма з нормально-розподіленими результатами вимірювань

На підставі значення $d=0,4776$, наведеного на гістограмі (рис. 4.7) для критерію Колмогорова-Смірнова ($K-S$), визначимо розраховане значення цього критерію по формулі:

$$\lambda_{\text{розр.}} = \frac{6 \cdot n \cdot d + 1}{6 \cdot \sqrt{n}}$$

І одержимо розрахункове значення критерія $\lambda_{\text{розр.}}=0,4166$.

Теоретичне значення критерію Колмогорова-Смірнова для рівня значимості $\alpha=0,05$ дорівнює $\lambda_{\text{розр.}}=0,909$. Розраховане значення критерію менше теоретичного, що дозволяє зробити висновки, що результати вимірювань, відображені у наведеній гістограмі (рис. 4.7) відповідають нормальному закону розподілу.

4.5 Визначення виду похибок на основі аналізу розподілу результатів контролю

Проведення контролю є одним з важливих завдань щодо забезпечення та підвищення високої якості і надійності виробів. Не торкаючись самої процедури контролю, розглянемо аналіз похибок за допомогою статистичної обробки результатів вимірювань. Застосування комп'ютерних технологій суттєво прискорює проведення статистичної обробки результатів вимірювань і дозволяє зробити обґрунтовані висновки.

Розглянемо статистичну обробку результатів вимірювань при контролі якості продукції, на вимірюванні коефіцієнта підсилення транзисторів на тестових комірках пластини, на яких формуються чіпи для інтегральних схем.

При серійному виготовлення пластин для інтегральних схем у кожній партії знаходиться одна тестова пластина, де є комірки з транзисторною структурою. Протягом декількох місяців на тестових пластинах вимірювався коефіцієнт підсилення транзисторів, кількість вимірювань на пластині $n=100$.

Статистичної обробки одержаних результатів вимірювань з допомогою програмного пакету STATISTICA.

Аналіз одержаних результатів дозволив виділити три типових видів розподілу:

- нормальний розподіл (рис. 4.7),
- двомодальний розподіл (рис. 4.8),
- асиметричний розподіл (рис. 4.9).

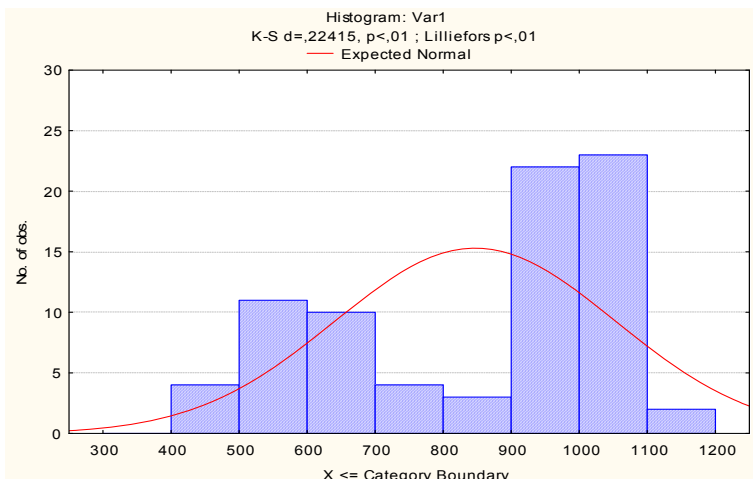


Рисунок 4.8. Гістограма з двомодальним розподілом

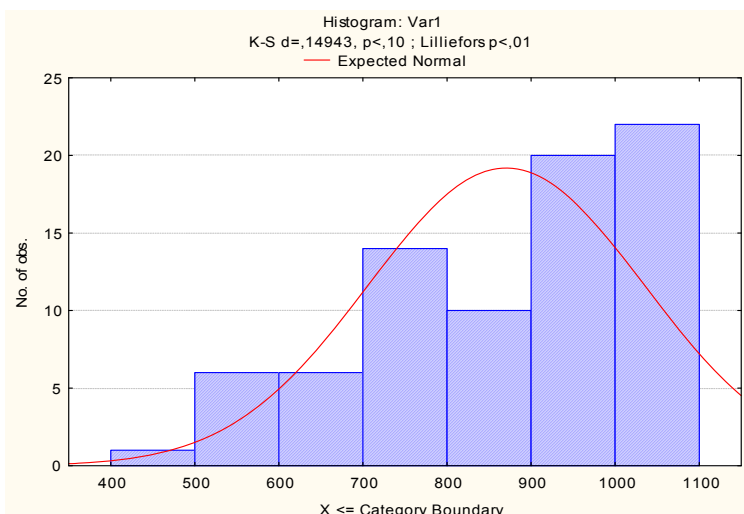
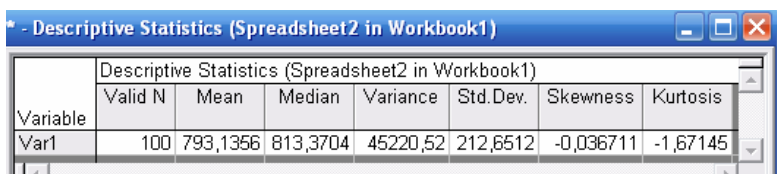


Рисунок 4.9. Гістограма з асиметричним розподілом

Результати з статистичні характеристиками для двомодального і асиметричного розподілів вимірювань наведені рис. 4.10.

Наведені результати дозволяють зробити висновок про випадковий характер похибки – нормальний розподіл результатів

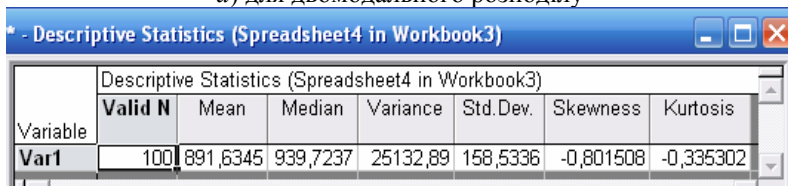
вимірювань (рис. 4.7) та наявність систематичної похибки – дво-
модальний розподіл (рис. 4.8), асиметричний розподіл (рис. 4.9).



The screenshot shows a window titled "Descriptive Statistics (Spreadsheet2 in Workbook1)". The table below represents the data shown in the window.

| Variable | Valid N | Mean | Median | Variance | Std.Dev. | Skewness | Kurtosis |
|----------|---------|----------|----------|----------|----------|-----------|----------|
| Var1 | 100 | 793,1356 | 813,3704 | 45220,52 | 212,6512 | -0,036711 | -1,67145 |

a) для двомодального розподілу



The screenshot shows a window titled "Descriptive Statistics (Spreadsheet4 in Workbook3)". The table below represents the data shown in the window.

| Variable | Valid N | Mean | Median | Variance | Std.Dev. | Skewness | Kurtosis |
|----------|---------|----------|----------|----------|----------|-----------|-----------|
| Var1 | 100 | 891,6345 | 939,7237 | 25132,89 | 158,5336 | -0,801508 | -0,335302 |

б) для асиметричного розподілу

Рисунок 4.10. Статистичні характеристики для
двомодального і асиметричного розподілів

РОЗДІЛ 5 МЕТОДИ ВРАХУВАННЯ ВПЛИВУ ПЕРІОДИЧНОСТІ КОНТРОЛЮ НА ПРАЦЕЗДАТНІСТЬ СИСТЕМ

5.1 Загальні відомості

Проведення періодичного контролю є одним з важливих завдань щодо забезпечення та підвищення надійності пристроїв РЕА шляхом визначення їх технічного стану і при необхідності проведення ремонтно-профілактичних робіт. Не торкаючись самої процедури контролю, зупинимося на значенні прийнятої стратегії контролю і способах аналізу працездатності системи ОК за допомогою ЕОМ залежно від прийнятої стратегії контролю.

Відмови більшості радіоелектронних систем можна виявити тільки за допомогою контролю, безпосередньо за допомогою вимірювальних пристроїв або непрямого за окремими характеристиками суміжних систем [11]. При правильній організації самоконтроль систем досить великого рівня складності ідеологічно не відрізняється від контролю за допомогою апаратури. Вплив контролю, його особливостей методів, помилок, що виникають при цьому і таке інше може виявитися досить істотним при оцінках працездатності технічних пристроїв. Глибина контролю і помилки результатів контролю роблять значний вплив на правильність оцінки запасів міцності апаратури. Але не тільки цим визначається періодичність проведення контролю.

Характер зміни функції надійності системи при проведенні періодичного контролю істотно залежить від прийнятої стратегії контролю, який проводиться для підтвердження або досягнення певної впевненості в тому, що система і окремі її пристрої виконують і будуть виконувати з певною ймовірністю необхідні функції. Вибір стратегії контролю залежить від багатьох факторів і, насамперед, від: призначення системи, поставлених перед нею завдань і обмежень, таких, як, допустимий час, протягом якого система контролюється (повністю або частково) і тому тимчасово не експлуатується; від частоти проведення контрольних операцій, які, від допустимого по технічним або економічним міркуванням, числа або відсотка необхідних заміन, вийшли з ладу вузли, блоки, пристрої і системи в цілому і таке інше.

Збільшення частоти періодичного контролю дозволяє за певних умов забезпечити достатньо високий рівень надійності системи, однак це може бути ускладнене з технічних причин (обмежений ресурс роботи пристроїв, зростання сумарного часу простою системи та інше) або з економічних причин (збільшення вартості контролю й обслуговування, збільшення ЗПП і таке інше). Збільшення інтервалів часу між проведенням чергового контролю, в свою чергу, призводить до зниження рівня надійності роботи апаратури, який, у ряді випадків, може виявитися нижче допустимого.

При періодичному контролі резервованих дискретних систем найбільш часто зустрічаються такі види періодичного контролю:

I. Частковий контроль обладнання на функціонування;

II. Повний контроль обладнання на функціонування;

III. Поканалний контроль обладнання.

Перший вид припускає контроль функціонування тільки деякої частини обладнання без урахування точності відпрацювання, граничного завантаження і справності всіх резервованих ланцюгів. Із загальної кількості пристроїв системи певним чином вибираються ті пристрої, які періодично контролюються на функціонування. Такими пристроями системи можуть бути ті, які виконують найбільш відповідальні функції або запаси міцності яких порівняно з іншими дещо занижені. Як правило, це бувають блоки, які логічно об'єднують або, які керують усіма іншими пристроями радіоелектронних систем (РЕС), а також основні тракти вхідних і вихідних пристроїв РЕС. Іноді – істотні обмеження системами контролю за кількістю можливих каналів контролю, їх пропускної здатності, можливостям під'єднання до пристроїв контрольованої системи і таке інше. В результаті, поведінка часткового контролю обладнання на функціонування, характер функції надійності змінюється порівняно з функцією надійності неконтрольованої системи та має пилкоподібну форму, монотонно знижується у часі типовий графік зміни функції надійності при частковому контролі обладнання на функціонування з періодичністю T_c та наведена на рис.5.1, а.

При цьому в початковому стані система вважається справною ($P(t) = 1$), а рівень надійності після кожного циклу контролю

визначається з урахуванням достовірності результатів контролю у відповідності з виразом (1.2).

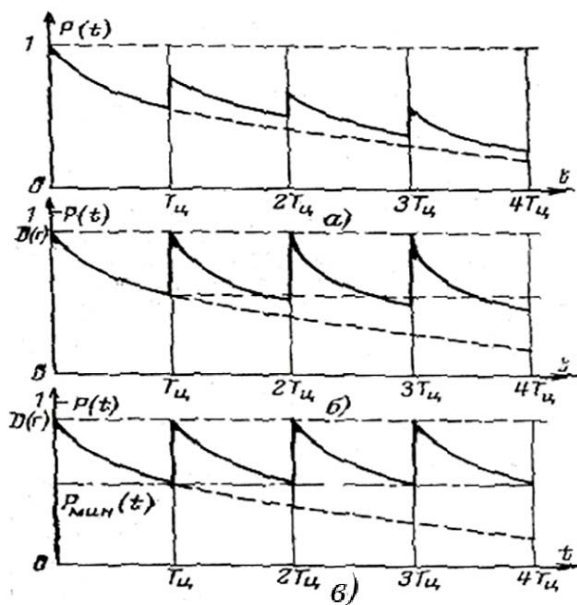


Рисунок. 5.1. Зміна надійності:

- а) – при частковому контролі обладнання на функціонування;
- б) – при повному контролі. обладнання на функціонування;
- в) – при поканальному контролі обладнання.

Пунктирною лінією показана крива надійності тієї ж системи, але без проведення періодичних контрольних операцій. При побудові даного малюнка і наступних двох передбачається, що час проведення контрольних операцій нехтує мало, порівняно з часом експлуатації.

При другому виді контролю здійснюється контроль на функціонування усього обладнання системи (всіх пристроїв, блоків, вузлів, резервованих груп) також без урахування точності функціонування апаратури і справності всіх гілок резервованих ланцюгів. Наскрізна перевірка всього обладнання на функціонування дозволяє в значній мірі виявити слабкі місця апаратури, визначити відмовили групи пристроїв або секції і тро-

хи підвищити загальний рівень надійності системи в порівнянні з попереднім типом контролю за рахунок більш повного охоплення обладнання контролем. Однак, при цьому, збільшуються час проведення контролю, а також число або відсоток блоків і пристроїв, замінених в результаті більш повного контролю порівняно з першим видом контролю. Типовий графік зміни функції надійності при повному контролі обладнання на функціонування з періодичністю $T_{ц}$ наведено на рис.5.1, б). У даному випадку пилоподібна крива зміни надійності в часі, після проведення кожного чергового контролю в результаті проведених замінів або ремонту устаткування, яке відмовило, в порівнянні з попереднім випадком, де цим процедурам була піддана лише частина обладнання, зростає до свого максимального рівня, що визначається достовірністю результатів контролю.

Як у першому, так і в другому випадку після проведення періодичного контролю у складі системи можуть мати місце відмовленні блоки, вузли та пристрої, що не були виявлені, оскільки при функціональному контролі перевірялися групи резервованих пристроїв, а не кожний пристрій окремо. При подальшому застосуванні це обумовлює тенденцію до зниження рівня надійності у часі через наявність потенційно небезпечних, за ставлення до відмов, ділянок схеми.

Третій вид контролю є поканальним контролем в обсязі планового технічного обслуговування кожного каналу резервованих вузлів, блоків і пристроїв системи з вимірюванням параметрів точності, а також виявленням і усуненням тих, що відмовили. У зв'язку з цим рівень надійності системи значно підвищується, однак це підвищення пов'язане з виникненням ряду інших недоліків, найбільш суттєвими з яких є наступні: великий час проведення регламентного контролю та, у зв'язку з цим, зниженням коефіцієнта готовності, тобто «Ймовірності того, що пристрій буде працездатним в довільно обраний момент часу в проміжках між виконаннями планового технічного обслуговування»; різке збільшення числа або відсотка проведених замінів обладнання, через що відмовило, збільшення обсягу запасного обладнання і, пов'язаних з цим, витрат.

Типовий графік зміни функції надійності при поканальному контролі з періодичністю $T_{ц}$ наведено на рис.5.1, в. Тут же штрих

пунктиром позначений мінімальний рівень, до якого знижується функція надійності $P_{\min}(t)$ для прийнятого $T_{ц}$.

Істотну роль при виборі виду контролю та періодичності контрольних операцій грають характеристики надійності комплектуючих електрорадіоелементів. В залежності від надійності елементів, які використовуються, (прийнятих при розрахунках значень інтенсивності відмов елементів) може не тільки змінюватися оптимальний вид контролю або його періодичність, але і, в деяких випадках, навіть відпасти необхідність у його проведенні. Тому, до вибору вихідних даних треба підходити з особливою обережністю, використовуючи або завідомо достовірні характеристики надійності елементів, або передбачуваний діапазон їх зміни для проведення порівняльних розрахунків і вибору оптимального варіанту відповідно до рекомендацій, викладених нижче.

5.2 Отримання вихідних даних для розрахунку запасів працездатності апаратури

Як правило, оцінка запасів міцності проводиться заздалегідь визначеним переліком параметрів, які з достатньою повнотою характеризують, виходячи з вимог, заданих до апаратури, – працездатність системи, що аналізується. У якості вихідних даних для оцінки запасу міцності використовуються розкид значень окремих параметрів (номінальних значень параметрів комплектуючих елементів, розкид умов роботи і т. п.) і ймовірності відмов комплектуючих елементів (наприклад, λ -характеристики для раптових відмов або закони зміни номінальних значень параметрів для поступових відмов).

Розглянемо облік окремих факторів для аналізу їх впливу.

Розкид значень ймовірностей відмов елементів, як правило, визначаються за довідковими матеріалами, в яких, зазвичай, приймається, що закон розподілу носить експоненціальний характер (інтенсивність відмов – постійна) і характеризується параметром λ [1/ч], що входить у вираз для визначення ймовірності безвідмовної роботи елемента:

$$P=e^{-\lambda t}. \quad (5.1)$$

У більшості офіційних довідників наводяться дані, засновані на досить великому статистичному матеріалі.

Зазвичай наводиться діапазон значень λ . Наприклад, в [21] наведені значення λ багатьох поширених електрорадіоелементів. Частина з них, яка найбільш часто використовується у практиці, наведена в додатку 1. У зв'язку з істотною невизначеністю і значним діапазоном розкиду λ – характеристик, зручно вважати закон розподілу в обумовлених діапазонах (наприклад, у відповідності з даними додатка 1). У деяких випадках при проведенні граничних розрахунків (за найгіршим значенням) в якості математичного очікування можна прийняти мінімальні значення, а середнє квадратичне відхилення (σ) прийняти рівним половині діапазону зміни параметра λ (так звана несиметрична оцінка). Розкид значень окремих параметрів характеризується законом розподілу і його основними параметрами. У літературі описується цілий ряд законів розподілу [9, 3, 6].

Основний функціональний параметр, за значенням якого оцінюється запас міцності, як правило, залежить від безлічі первинних, що визначають достовірність його значення. Як правило, всі первинні параметри можуть бути визначені з якоюсь кінцевою похибкою, наприклад, задані одним з описаних вище законів розподілу. Іноді до складу первинних може входити параметр, величина якого підлягає визначенню, наприклад, при проведенні вимірювання. Кожен елементарний або первинний параметр (аргумент) надає на узагальнений параметр більший або менший вплив та, в загальному випадку, описується наступною залежністю:

$$z = f(a_1, a_2, \dots, a_i, a_m, x), \quad (5.2)$$

де x – значення вимірюваного параметра,

a_i – значення i -го первинного параметра ($i=1, 2, \dots, n$),

m – загальна кількість, врахованих при аналізі, первинних параметрів (параметрів, які суттєво впливають на результат або похибка зміни);

z – результат вимірювання.

При номінальних значеннях первинних параметрів a_i зі співвідношення (5.2) можна визначити розрахункове значення

результату вимірювання. Виділення із сукупності параметрів первинних досить умовно. Так, наприклад, первинним – може бути коефіцієнт посилення підсилювача в цілому або номінальні значення параметрів окремих каскадів підсилювача.

Аналіз точності вимірювання аналогового параметра (x) зводиться до аналізу розподілу системи випадкових величин $\{a_i\}$. Передбачається, що відхилення параметрів від номінальних значень – малі, тобто $\Delta z < z$, $\Delta a_i < a_i$, а зміни параметрів у межах вимірювання – лінійні по відношенню до первинних параметрів, тобто можна знехтувати членами другого порядку малості в порівнянні з членами першого порядку. Практика показує, що в переважній більшості випадків вираз (5.2) має безперервні першу і другу похідні і що розрахунок з точністю до малих величин другого порядку є достатнім. На основі зроблених припущень для отримання рівнянь абсолютної похибки вихідного параметра досить взяти повний диференціал виразу (5.3) і перейти до кінцевих прирощень:

$$dz = \frac{\partial f(z)}{\partial a_1} da_1 + \frac{\partial f(z)}{\partial a_2} da_2 + \dots + \frac{\partial f(z)}{\partial a_m} da_m + \frac{\partial f(z)}{\partial x} dx = \sum_{i=1}^m \frac{\partial f(z)}{\partial a_i} da_i + \frac{\partial f(z)}{\partial x} dx, \quad (5.3)$$

де $df(z)/da_i$ – приватна похідна функції z за i -м параметром a_i .

Останній член, що враховує вплив вимірюваного параметра (x), виділяється так, як він не визначає похибку вимірювання, а характеризує чутливість обраного методу вимірювання. З цієї ж причини він не входить у вираз помилки результатів вимірювання при заміні диференціалів істинними помилками параметрів:

$$\Delta z = \frac{\partial f(z)}{\partial a_1} \Delta a_1 + \frac{\partial f(z)}{\partial a_2} \Delta a_2 + \dots + \frac{\partial f(z)}{\partial a_m} \Delta a_m + \sum_{i=1}^m \frac{\partial f(z)}{\partial a_i} \Delta a_i, \quad (5.4)$$

де Δz – помилка вимірювання; Δa_i – похибка i -го аргументу.

Існує кілька видів оцінки похибок: середня, ймовірна, середньоквадратична [3, 15, 6]. Найбільшого поширення отримала оцінка по середньому квадратичному відхиленню результатів вимірювання (σ).

Зазвичай, первинні параметри приймаються взаємно незалежними. При цьому, розрахунки значно спрощуються. У разі наявності кореляції між параметрами (наприклад, залежність догляду ряду параметрів при зміні температур) неврахування при-

зводить до завищеної оцінки похибки, тобто відбувається перехід до граничних оцінок (справжнє значення похибки не гірше результатів розрахунків).

Для незалежних аргументів (α_i) середня квадратична похибка вимірювання (σ) оцінюється наступною залежністю [3]:

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^m \left(\frac{\partial f(z)}{\partial x_i} \sigma_{a_i} \right)^2}, \quad (5.5)$$

У подальшому викладі опускаємо індекси α_i у виразах σ_{a_i} (пишемо σ_i) і позначимо $df(z)/da_i$ через K_i – коефіцієнт впливу або коефіцієнт чутливості, що визначає ступінь впливу похибок елементів на похибку узагальненого параметра.

Вираз (4.5) після такої заміни приймає вигляд:

$$\sqrt{\sum_{i=1}^m (K_i \sigma_i)^2} \quad (5.6)$$

Значення $K_x = df(x)/dx$ характеризує чутливість обраного методу вимірювання. При проведенні розрахунків особливу увагу слід звернути на відповідність розмірності величин у виразах (5.2)–(5.4). Кожен член цих виразів повинен мати розмірність результату вимірювання тобто (z). Це впливає з того, що приватна похідна знижує на одиницю розмірність (z) по параметру (α_i), а множення на (σ_i) відновлює розмірність.

Часто буває зручніше оперувати з відносними, безрозмірними величинами наприклад, у відсотках. У цьому випадку в якості вихідного використовують вираз, отриманий при діленні правої і лівої частин рівняння (5.4) на відповідні частини рівняння (5.2):

$$\Delta z / z = \sum_{i=1}^m \left[\frac{\partial f(z)}{\partial a_i} \cdot \frac{a_i}{f(a_1, a_2, \dots, a_m, x)} \right] \frac{\Delta a_i}{a_i} \quad (5.7)$$

Розрахунки за формулами (5.4) і (5.5) виробляються при номінальних значеннях параметрів (a_i). Іноді, якщо розкид окремих параметрів дуже великий (може надавати вплив другої похідної, що не враховується), доцільніше вести розрахунки похибки, кори-

стуючись крайніми (граничними) значеннями параметрів, або окремо для декількох точок діапазону зміни параметра.

Аналіз запасів міцності системи за сукупністю кількох узагальнених параметрів має як позитивні, так і негативні сторони. До перших слід віднести більш детальну характеристику аналізованої системи і можливість виділити параметри, що володіють мінімальним запасом. До недоліків можна віднести труднощі порівняння запасів міцності декількох різнорідних систем, що виконують однакові функції.

У деяких випадках можна спробувати оцінити запас працездатності по одному узагальненому інтегральному параметру. Одиничність параметра надає йому умовний характер. Для аналогових систем таким параметром найчастіше є точність відображення заданої функціональної залежності вхід – вихід. Для дискретних систем таким параметром є дискретний (так – ні) параметр, що характеризує працездатність системи. У більш-менш складній системі визначення такого узагальненого параметра викликає певні труднощі. Очевидно, можна використовувати коефіцієнт посилення операційного підсилювача в якості узагальненого параметра, якщо вважати вплив інших параметрів (частотна характеристика, дрейф і ін.) – несуттєвим. Його залежність від зміни умов (температура, вологість тощо) роботи, напруги живлення, появи відмов окремих елементів легко можна виразити аналітично.

Більш складним є використання системи підсилювачів (аналогова модель) або дискретного пристрою. У цьому випадку необхідно виділити всі фактори, що впливають на працездатність системи і спробувати пов'язати їх в єдине вираження. Природно, що не завжди можливо суворе і однозначне рішення такого завдання. В особливо складних випадках ступінь залежності параметрів можна задати методом експертних оцінок або яким-небудь іншим методом.

Розглянемо для прикладу аналіз працездатності системи, що представляє собою дискретний лічильник з аналоговим підсилювачем постійного струму (ППС) на виході (зважаючи струм кожного розряду підсумовується на вході підсилювача). Вважаємо, що працездатність лічильника досить повно визначається наступними факторами (для заданого інтервалу часу): зміною напруги живлення E ; зміною напруги зсуву U ; навколишньою температурою

лення E ; зміною напруги зсуву U ; навколишньою температурою T° ; числом відмов комплектуючих елементів (m).

У загальному вигляді параметр працездатності лічильника можна визначити наступним чином:

$$C = f\{E, U, T^\circ, m\}. \quad (5.8)$$

Вираз (4.8) може мати, наприклад, такий вигляд:

$$C = [E(1 + \alpha T^\circ) + \gamma U(1 + \beta T^\circ)] f(m), \quad (5.9)$$

де $f(m) = \text{sign}(m - m_{\text{дон}})$ визначає працездатність дискретної схеми і дорівнює $f(m) = 1$, якщо число відмов – менше допустимого; $f(m) = 0$, якщо число відмов більше допустимого; (α) і (β) характеризують величину зсуву області стійкості роботи лічильника при зміні навколишньої температури; (γ) визначає еквівалентність зміни напруг живлення і зсуву.

Аналогічно приймаємо, що параметр працездатності УПТ визначається наступними факторами: напругою живлення E ; навколишньою температурою T° ; розкидом номінальних значень параметрів комплектуючих елементів; відмовами комплектуючих елементів. Параметр працездатності УПТ в першому наближенні представляє собою його коефіцієнт посилення і може бути виражений у загальному вигляді наступним чином:

$$K = f\{E, T^\circ, a_i, \sigma_{a_i}, m\} \quad (5.10)$$

де σ_{a_i} – середньоквадратичне відхилення номінального значення параметра (a_i) кожного з елементів УПТ.

Конкретний вид функції залежить від схеми підсилювача і характеристик його елементів, які в свою чергу залежать, наприклад, від температури і легко можуть бути визначені. Залежність від числа відмов визначається як вплив відмови кожного елемента на коефіцієнт підсилення. Більш докладно аналіз функціональної залежності (5.10) і питання визначення точності вимірювання та достовірності результатів контролю викладені у [12].

Так як по структурній схемі надійності з'єднання окремих частин схеми, при незалежному обліку різних факторів, можна прийняти послідовним, то загальний параметр працездатності

можна визначити у вигляді добутку з урахуванням питомої ваги апаратури або іншим способом.

$$U = C \cdot K \quad (5.11)$$

Розподіл (U) у залежності від розподілу вихідних факторів може бути визначено з урахуванням загальних співвідношень теорії ймовірностей при відомих розкидах значень окремих параметрів.

Облік перерахованих вище умов здійснюється за машинним аналізом шляхом розробки такої структури програми, яка дозволила б в досить широкому діапазоні змін вихідних даних забезпечити розрахунок працездатності складної системи для різних стратегій перевірок, схем апаратури, методів розрахунку, інтенсивностей відмов комплектуючих елементів, періодів різних видів контролю та таке інше. З цією метою програма повинна бути розділена на ряд підпрограм, кожна з яких вирішує самостійні завдання. Зв'язки між підпрограмами, управління послідовністю їх роботи і висновок на друк отриманих результатів забезпечується за допомогою програмидиспетчера (чи іншим чином за допомогою сучасних програмних технологій).

Одна з підпрограм забезпечує розрахунок працездатності системи в заданому інтервалі часу без обліку проведення періодичного контролю. При цьому функція працездатності може бути задана у вигляді формул Байєса, диференціальних рівнянь Колмогорова або в якомусь іншому вигляді. Особливий інтерес представляє рішення матриць, складених на основі графа системи з подальшим інтегруванням рівняння станів системи за допомогою стандартних підпрограм. Вихідним параметром даної підпрограми є функція працездатності системи в часі, яка в подальшому служить базою для відліку збільшень значень працездатності, отриманих в результаті періодичного контролю.

Інша підпрограма забезпечує оцінку приросту працездатності в процесі контролю стану апаратури та проведення ремонтних робіт або заміни частин і блоків, що відмовили, а також визначення їх кількості після кожного циклу перевірки. *Третя підпрограма забезпечує* за допомогою рекурентних співвідношень додавання вихідної функції працездатності при відсутності контролю, отриманої з першої підпрограми, з відповідними приростами, одержаними з другої підпрограми. *Четверта підпрограма забезпечує*

циклічність роботи програми, ведення різних варіантів вихідних даних, періодів контролю і таке інше.

Завдання на проведення розрахунку здійснюється *за допомогою блоку вихідних даних*, розташованого в програмі – диспетчері. При цьому жодних перебудов і доповнень підпрограм не передбачається. Так, наприклад, часи різних видів періодичного контролю описуються у формулах розрахунками символів $T_{ц}$ і $T_{р}$ відповідно, що не вимагає введення в підпрограми їх конкретних значень. Ці значення задаються в блоці введення вихідних даних і можуть кожний раз змінюватися в будь-яких співвідношеннях. Таким чином, оцінка працездатності системи і відсотка змінюваного обладнання може бути отримана для будь-якої кількості циклів перевірок.

Аналогічно можуть задаватися інтенсивності відмов комплектуючих елементів. Ці дані можуть бути організовані в зовнішньому циклі по відношенню до циклів перевірки у часі. У розрахункових формулах також застосовуються символічні зображення інтенсивностей відмов. Подібні прийоми надають програмі універсальний характер.

Вибір типу стратегії перевірки забезпечується вказівкою на вихід з першої підпрограми тієї функції працездатності, яка відповідає заданому типу стратегії. Для поканального контролю обладнання використовується значення вихідної функції тільки в першому циклі.

Оцінка працездатності системи та отримання пилкоподібної кривої для останнього випадку – досить прості. Після проведення поканального контролю і повної заміни всіх вузлів і блоків системи, що відмовили, у випадку експоненціального закону розподілу відмов елементів відлік часу для визначення функції надійності проводиться заново [13]. Подальший характер зміни функції надійності повністю відповідає характеру зміни на попередньому етапі застосування перед контролем. Якщо періодичність проведення контролю ($T_{ц}$) – постійна для всіх циклів, то зниження рівня надійності відбувається до певного і рівного для всіх циклів рівня, що позначено на рис.5.1(в) штрихпунктирною лінією.

Набагато складніше відбувається оцінка працездатності системи у разі першої та другої стратегій. Оскільки, у системі залишаються несправні пристрої, виявити які при функціональному контролі не представляється можливим через застосування резервних одиниць, то у наступний період застосування система може мати різні працездатні стани: або система повністю справна, або в системі є одна відмова будь-якого пристрою (блоку, вузла, елемента), або в системі є два відмовлених пристроїв (блоку, вузла, елемента) в будь-яких поєднаннях і таке інше. Ймовірності знаходження системи в таких станах залежать від багатьох факторів і можуть бути визначені за допомогою розглянутих процедур застосування графа схеми. Очевидно, для кожного стану функція надійності на наступний період застосування матиме свою реалізацію в часі, відмінну як від вихідних, так і від інших реалізацій, оскільки структура системи порушена і відрізняється від початкової.

Таким чином, після проведення чергового контролю залежно від стану системи, функція надійності буде мати той чи інший вид. Оскільки можливість появи того чи іншого варіанту системи, модель якої описується марковським процесом, залежить від вихідного стану, то обумовленими при цьому є умовні ймовірності перебування системи в даному стані, звідки отримання функції надійності на подальшому етапі застосування пов'язано з теоремою гіпотез, тобто, результативна функція буде мати середньозважений характер.

Вирішення такого завдання при машинному аналізі здійснюється шляхом використання графа схеми розробленої в попередньому розділі універсальної програми. Дійсно, якщо раніше початкові умови $P(I)$ відповідали повністю справному стану системи при її застосуванні (рівність одиниці достовірності результату контролю і обнуління всіх $P(I)$, за винятком $P(I)=1$), то тепер, щоб отримати інші функції надійності під часу, достатньо змінити ці умови, тобто прирівняти одиниці початкові умови тих ймовірностей станів, які матимуть місце після проведення чергового контролю. Допущення, про рівність одиниці достовірності результатів контролю зазвичай не вносить суттєвих похибок у результати розрахунків внаслідок високих значень достовірності.

При формуванні програми машинного аналізу доцільно заздалегідь отримати необхідну гаму кривих, яка потім буде використана для знаходження середньої функції надійності. В якості вихідної схеми розглянемо найпростішу трьохканальну схему, представлену на рис. 5.2, *а*, в кожному з каналів якої застосовано рівне число однотипних елементів з інтенсивністю відмов λ . Крім основної (вихідної) структури (схема А), розглянемо ще декілька варіантів дроблення схеми: схема Б – при розподілі кожного каналу на дві рівні секції, схема В – при діленні на три секції та схема Г – при діленні на п'ять секцій. У загальному випадку число дроблень схеми на секції може бути будь-яким (рис.5.2, *б*).

Розглянута структура кожного каналу будь – якої машини принципово може бути розділена на дві функціональні частини: на групове обладнання, де вирішуються загальні функціональні залежності, і індивідуальне обладнання по даному функціональному сигналу з виходом на відповідний мажоритарний орган. Якщо число функціональних сигналів на виході кожного каналу дорівнює C , то і загальне число мажоритарних органів на виході схеми дорівнює C . Загальне число комплектуючих елементів у мажоритарних органах дорівнює $C \cdot L$, де L – число елементів в одному мажоритарному органі (рис. 5.2.).

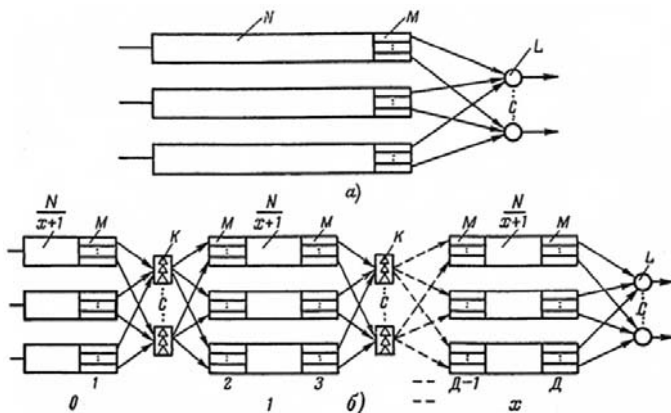


Рисунок 5.2. Структурно-логічні схеми надійності троїрованої апаратури з мажоритуванням (*а*) і діленням на секції (*б*)

Нехай число комплектуючих елементів у груповому обладнанні кожного каналу прийнято рівним N , а в індивідуальному – $C \cdot M$, де M – число елементів в індивідуальному обладнанні для передачі тільки одного сигналу. Тоді загальна кількість комплектуючих елементів у кожному каналі дорівнює $N + C \cdot M$, а в цілому трьохканальна схема має $3 \cdot (N + C \cdot M) + C \cdot L$ елементів. При цьому приймемо, що елементи в кожному з вузлів схеми з точки зору надійності з'єднані послідовно, тобто при відмові одного будь-якого елементу даний вузол або блок повністю виходить з ладу.

При розподілі основної структури на $(X+1)$ секцій, де $X = 0, 1, 2, \dots$, між новоствореними трьохканальними секціями встановлюються комутатори по три на кожен функціональний сигнал, тобто загальне число комутаторів при кожному діленні складає $3 \cdot C$ із загальним числом комплектуючих елементів $3 \cdot C \cdot K$, де K – число елементів в одному комутаторі. Принцип роботи комутаторів відповідає відомому з теорії надійності принципу роботи відновлювальних органів і полягає в наступному: комутатори здійснюють прийом сигналу з каналів попередньої секції за схемою голосування два з трьох, тобто допускається відмова одного комплектуючого елемента або одного будь-якого каналу попередньої секції як по груповому, так і за індивідуальним обладнанням. Оскільки число комутаторів по кожному функціональному каналу дорівнює трьом і з кожного комутатора здійснюється розмноження сигналу по усіх трьох каналах наступної секції, тобто допускається вихід з ладу двох будь-яких комутаторів по кожному з функціональних каналів, то схема побудови комутаторів і їх принцип дії відповідають паралельній схемі надійності.

При дробленні вихідної схеми на секції, як правило, на входах і виходах секцій з метою узгодження сигналів додається індивідуальне обладнання по кожному функціональному сигналу, тобто при утворенні кожної секції додається $2 \cdot C \cdot M$ комплектуючих елементів. Число таких додаткових груп індивідуального обладнання є функцією числа поділів кожного каналу на секції і одно $D = 2 \cdot X + 1$.

При розподілі кожного каналу, як правило, враховується структурний склад машини, що складається з арифметичного пристрою, що запам'ятовує пристрої, пристрою управління, пристрою введення даних і пристрою виведення результатів. Ці пристрої можуть виявитися неравнопрочними з точки зору надійності, тобто число комплектуючих елементів у кожному з них, навіть не враховуючи тип елементів, може виявитися різним. При розподілі на нерівноміцні ланки, якщо використовувати раніше розглянуті поняття теорії запасів міцності, ланцюг в цілому виявиться менш міцним, ніж при діленні на ланки рівної міцності. Це добре узгоджується з правилами теорії надійності про ефективність роздільного резервування в порівнянні з загальним при діленні схеми на рівноімовірні ділянки, тобто на ділянки, надійності яких рівні. Тому зупинимося на останньому випадку, що дозволяє отримувати оптимальну оцінку надійності схеми. На практиці це може бути досягнуто за рахунок приблизно рівного поділу або всієї схеми, або складових її пристроїв. Оскільки число елементів групового обладнання в вихідній схемі прийнято незмінним і рівним N , то при розподілі кожного каналу машини на секції з рівним числом елементів в кожній секції число елементів дорівнює $N/(X + 1)$. Ці міркування за структурними особливостями схеми, її складом, принципом дії та кількістю комплектуючих елементів досить наочно показані на рис.5.2.

Рішення завдання та отримання функцій надійності розглянутих чотирьох варіантів схем доцільно проводити за допомогою математичного апарату теорії масового обслуговування із застосуванням лінійних графів з метою здійснення простого переходу від схеми до графа, далі від графа до системи диференціальних рівнянь і, нарешті, до матриць ймовірностей переходів системи з одного стану в інші. При цьому процес функціонування системи є марковським, дискретним у просторі і безперервним у часі і носить стаціонарний характер. Перехід системи з одного стану в інший можна пов'язати з відмовами комплектуючих елементів, наступними безперервно в часі із заданою інтенсивністю. Можливості, станів системи в процесі появи відмов елементів носять дискретний характер і відповідають наступним ситуаціям: у системі відсутні відмови елементів; в системі є один відмовив

елемент (у будь-якому пристрої, блоці, органі); в системі є два елемента, що відмовили, (в будь-яких поєднаннях по пристроям, блокам, органам) і тому подібне.

При відмовах окремих елементів система у цілому може перебувати в працездатному стані або відбудеться її відмова. Залежно від числа відмов елементів та їх місця розташування число працездатних і станів відмов, може бути різна. Очевидно, спроби врахувати всі працездатні стани або стани, у яких відмовила система за допомогою відомих і широко застосовуваних на практиці методів для схеми незалежних подій [21, 3] практично виявляється безуспішними у зв'язку зі складною логікою роботи схеми, великим числом різноманітних варіантів і громіздкістю розрахунків.

До того ж ймовірнісна модель незалежних подій не дозволяє враховувати ряд факторів, основним з яких є послідовність появи відмов в різних пристроях і на різних ділянках схеми. Оскільки в дискретній техніці поряд з використанням апаратурної надмірності з метою підвищення надійності застосовуються як функціонально-логічна, так і тимчасова надмірність, то залежно від порядку та місця появи відмов і з урахуванням роботи, яка парирує ці відмови пристроїв, співвідношення тих, що відмовили і працездатних станів може значно змінюватися. Облік подібних явищ може бути здійснений за допомогою ймовірнісної моделі залежних подій, чого, найкращим чином відповідає найпростіший марківський ланцюг, де ймовірність переходу системи в черговий стан залежить тільки від ймовірності знаходження системи в попередньому за часом стані.

Тому використані далі математичні моделі рішення задачі засновані на марківських випадкових процесах, де будь-який стан системи залежить тільки від безпосередньо попереднього стану. Отже, має місце умовна ймовірність, пов'язана з наслідками кожної пари станів. В основу методу вирішення поставленого завдання були покладені властивості і особливості лінійних спрямованих графів. Розглянута схема представлена у вигляді так званого кінцевого автомата, що широко поширено в додатках теорії графів для аналізу та синтезу логічних схем [12, 13]. Такий кінцевий автомат представляється спрямованим графом: вузли графа відповідають станам системи, а ребра – переходам з певною

інтенсивністю. При описі надійності заданої системи необхідно визначити:

- 1) види відмов, що виникають в елементах і пристроях аналізованої системи;
- 2) конфігурацію системи, яка описує характер устаткування і схеми його включення;
- 3) стан відмови системи.

Останні дві умови були вже розглянуті. Процес виникнення відмов тісно пов'язаний з процесами переходів системи з одного стану в інший. Зацікавлені ймовірності знаходження системи в певному стані залежать від умовних ймовірностей переходів, які можуть бути представлені у вигляді матриці переходів.

Залежно від характеру процесу виникнення відмов, матриця переходів може мати той чи інший вид. При проведенні розрахунків процес виникнення відмов часто приймають пуассоновським, модель якого найкращим чином описує картину появи відмов, особливо для високонадійних пристроїв. До того ж відносна простота функціональних залежностей при цьому методі дозволяє широко використовувати їх для проведення порівняльних розрахунків при однакових вихідних даних з метою вибору оптимальної структури. При заданій інтенсивності відмов пуассоновський потік характеризується:

- 1) ймовірністю переходу в інтервалі $t, t+dt$, рівної $\lambda \cdot dt$;
- 2) ймовірністю появи більш однієї відмови в інтервалі $t, t+dt$, яка дорівнює $o(dt)$;
- 3) незалежністю ймовірностей переходів від стану до стану системи.

Тому матриця переходів може бути представлена матрицею інтенсивностей переходів, яка є функцією інтенсивностей відмов розглянутих пристроїв, логічних схем, мажоритарних органів і комплектуючих елементів. Це дозволяє позначити на графі лише інтенсивності переходів по окремих ребрах. Користуючись певними правилами згортки графа і побудови еквівалентної матриці переходів, можна отримати для вирішення на ЕОМ матрицю переходів обмеженого порядку.

Для проведення машинного аналізу розроблено алгоритм розв'язання, який виключає необхідність у застосуванні перетво-

рення Лапласа і операторного методу. Якщо відоме з [12] рішення йшло шляхом: від графа до диференціальних рівнянь Колмогорова через перетворення Лапласа кожного з них – до системи алгебраїчних рівнянь, що вирішуються за допомогою ЕОМ, то рекомендований варіант вирішення характеризується: від графа – через згортку графа і безпосередньо згортку матриці переходів до вирішення на ЕОМ за допомогою введення підпрограм інтегрування і операцій над матрицями. Цей варіант вирішення відрізняється значною простотою та ефективністю, є строго формалізованим, збільшує питому вагу етапу машинного аналізу при вирішенні завдання і не вимагає проведення громіздких і тривалих робіт, пов'язаних з рішенням перетворень Лапласа ручним способом або розробкою для них спеціальних підпрограм.

Операції над матрицями (додавання, множення, інтегрування та інш.) здійснюються за допомогою стандартних підпрограм при початкових умовах, відповідних справному стану всіх елементів схеми, тобто $P_1(0) = 1, P_2(0) = 0, \dots, P_n(0) = 0$ для всіх (n) працездатних станів.

У процесі машинного аналізу принципово можливий облік будь-якої кількості елементів, що відмовили, при різних поєднаннях. Проте навіть для найбільш простої з усіх чотирьох розглянутих схем, а саме вихідної схеми А, при обліку можливих поєднань тільки трьох будь-яких відмовлених елементів існує вельми велика кількість працездатних станів системи. Побудова такого розгалуженого графа недоцільно, оскільки перехід системи зі стану в стан при зростанні числа відмовлених елементів – пропорційний добутку їх інтенсивностей відмов, що при досить низькому рівні інтенсивностей відмов є величиною вельми малою. Тому цілком достатньо розгляд таких працездатних станів системи, які відповідають виходу з ладу до чотирьох або п'яти будь-яких комплектуючих елементів у різних поєднаннях. що, практично не вплине на точність розрахунку.

Процедура обліку станів системи навіть до чотирьох відмовлених елементів, пов'язана з аналізом досить громіздкої і розгалуженої топології графа, також викликає труднощі при складанні матриць переходів і підпрограми інтегрування, тому, що при цьому порядок або ранг матриці необмежено зростає. Звідси

виникає необхідність згортки графа до порівняно обмеженого числа станів, де число кроків переходу скорочується до двох-трьох.

На рис. 5.3 показана згортка графа працездатних станів системи при обліку до чотирьох (включно) можливих відмов будь-яких елементів у різних поєднаннях по всіх вузлах і блоках розглянутих чотирьох схем.

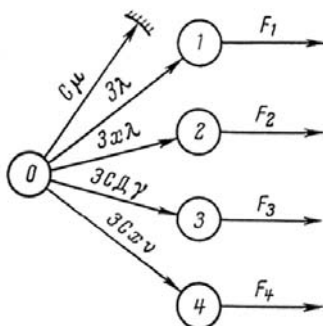


Рисунок 5.3. Згортка графа працездатних станів системи 0–4

Інтенсивності переходів, зазначені на ребрах графа, отримані з урахуванням необхідності розробки універсальної моделі і програми для вирішення поставленого завдання, тобто для вирішення будь-якого варіанту за будь-яких вихідних даних і початкових умовах, включаючи і число розробки машини на секції, шляхом зміни всього лише декількох процедур в блоці вихідних даних. Щоб не захаращувати малюнок, інтенсивності переходів на другому кроці, що враховують наявність працездатних станів системи, при сполученнях двох, трьох і чотирьох відмовлених елементів відповідно позначені функціями F_1 , F_2 , F_3 , F_4 і рівними:

$$F_1 = C\mu + 2\lambda + 2C\gamma + 3XC\lambda\mu + 12X\lambda^2 + 450XC\lambda^2\gamma + 27X^3C\lambda^2\nu + 3CD\lambda\gamma + 9XCД\lambda\gamma + 6XC\lambda\nu + 18X^2C\lambda\nu + 9XC^2Д\gamma\nu + 9X^2C^2\nu^2 \quad (5.12)$$

$$F_2 = C\mu + 2\lambda + 4C\gamma + 6X2\lambda2 + 18X2C\lambda\gamma + 15CD\lambda\gamma + 3XCД\lambda\gamma + 9X\lambda2 + 3XC2\nu\mu + 6XC\lambda\nu + 12XC2\gamma\nu + 9X2C\lambda\nu + 9X2C2\nu2 \quad (5.13)$$

$$F_3 = C\mu + 2\gamma + 15X\lambda^2 + 3CD\lambda\gamma + 12XC\lambda\nu + 9X^2\lambda^2 +$$

$$+18XCД\lambda\gamma + 3C^2Д\gamma\mu + 9C^2Д^2\gamma^2 + 18XC^2Д\gamma\nu + 3XC^2\nu\mu + 6XC\gamma\nu + 9XC\lambda\nu + X^2C\lambda\nu + 9X^2C^2\lambda^2 \quad (5.14)$$

$$F_4 = C\mu + 3C\lambda\mu + 6\lambda^2 + 15X\lambda^2 + 18CД\lambda\gamma + 21XC\lambda\gamma + 5X^2\lambda^2 + 18XCД\lambda\gamma + 18X^2C\lambda\nu + 3C^2Д\gamma\mu + 6CД\gamma^2 + 9C^2Д^2\gamma^2 + 18XC^2Д\gamma\nu \quad (5.15)$$

де λ , γ , ν і μ – відповідно інтенсивності відмов групового обладнання, індивідуального устаткування, комутаторів (органів відновлення) і схем вибору (мажоритарних органів).

Алгоритм розв'язання задач і програма SIST складається з наступних основних етапів і підпрограм:

1. Введення вихідних даних (DATA)
2. Звернення до підпрограми операцій над матрицями (EXTERNAL EXTERN).
3. Звернення до підпрограми інтегрування (CALL INTSTP).
4. Додавання ймовірностей перебування системи в окремих працездатних станах
5. Отримання функції надійності та друк отриманих результатів (PRINT PB, FORMAT).

У блоці вихідних даних перераховуються всі основні параметри схеми як за кількістю елементів, так і за інтенсивністю відмов. Тут же наведені початкові умови для рішення диференціальних рівнянь $P(I)$ і основні співвідношення при розподілі машини на ряд секцій, а також крок інтегрування H , який обраний схід часто-мінливих: 1, 10, 100 і 1000 одиниць часу, що забезпечується за допомогою умовних операторів IF. Це обумовлено характером зміни функції надійності, яка змінюється в часі нерівномірно, і тому на початкових ділянках, де значення надійності падають незначно, потрібна частіша і точна оцінка отриманих результатів. При значному зростанні часу роботи функція надійності падає різкіше, і необхідність в частих вимірах відпадає. З дискретністю H здійснюється і друк результатів.

Проведення операцій над матрицями відповідає рішенням рівнянь Колмогорова, які для розглянутої задачі в укрупненої формі мають вигляд:

$$P'_0(t) = - (C\mu + 3\lambda + 3X\lambda + 3CД\gamma + 3CX\nu) P_0(t); \quad \left. \vphantom{P'_0(t)} \right\} 117$$

$$\begin{aligned}
P'_1(t) &= -3\lambda P_0(t) - F_1 P_1(t); \\
P'_2(t) &= -3\lambda P_0(t) - F_2 P_2(t); \\
P'_3(t) &= -3C\Delta\gamma P_0(t) - F_3 P_3(t); \\
P'_4(t) &= -3CX\nu P_0(t) - F_4 P_4(t).
\end{aligned}
\tag{5.16}$$

Дійсно, наведена до підпрограми структура матриць, де інтенсивності переходів умовно позначені F_1, F_2, F_3 і F_4 з метою спрощення розгляду, в результаті проведених операцій множення, додавання і прирівнювання до лівих частин рівняння дозволяє забезпечувати подальше інтегрування машинним способом і отримання значень $P_0(t), P_1(t)...$ в явному вигляді, не вдаючись до застосування операторного методу. Заключна частина програми складається з складання всіх працездатних станів та отримання загальної функції надійності системи з виносом на друк. Якщо схема представлена у вигляді графа, то, застосовуючи даний метод, немає необхідності записувати заповнення матриць необхідними коефіцієнтами. При певному навику таку операцію може виконувати середньотехнічний склад практично для будь-якої по складності структури.

Результати аналізу реальних систем свідчать про те, що при дробленні каналів дискретної системи на ряд секцій, функція надійності підвищується, а потім при подальшому збільшенні числа секцій починає падати, характеризуючи той факт, що число дроблень є величиною оптимальною для певної структури та логіки роботи схеми і вихідних даних, причому ступінь виграшу залежить не тільки від кількості ділень, але і від часу застосування системи, тобто, іншими словами, дана система найбільш ефективна при її застосуванні протягом певного періоду.

Пояснимо останні висновки за допомогою рис.5.4, *а*) і *б*). Якщо в якості критерію виграшу (або програшу) в надійності при діленні вихідної схеми на ряд секцій прийняти ставлення ненадійності вихідної схеми $Q_A = 1 - P_A$ за ненадійностями знову утвореними при діленні схем Q_B (Q_B, Q_G), то в разі появи певного ефекту при діленні і відповідно зниженні величин Q_B, Q_B і Q_G і коефіцієнт $K = Q_A/Q_B$ (Q_B, Q_G) починає зростати, до того ж ступінь зміни коефіцієнта K при зміні параметра X – різний. Досягнувши максимуму, коефіцієнт K починає знижуватися (рис.5.4, *а*) і в загальному випадку може навіть прийняти значен-

ня менше 1, що свідчить про програш в надійності при збільшенні числа секцій.

Поява програшу, як правило, пов'язано з введенням додаткового обладнання, тобто із збільшенням числа комплектуючих елементів. Отримані результати істотно залежать від вихідних даних за інтенсивностями відмов елементів. Оскільки наведені в літературі значення λ -характеристик мають розкид на 1–2 порядки (див. табл. додатка 1), то отримані результати оцінки повинні бути ґрунтовно проаналізовані, перш ніж приймати отриману оцінку за абсолютну. Однак, при порівнянні ряду варіантів, як це було показано вище, при використанні однакових значень λ -характеристик в деякому реальному або передбачуваному діапазоні змін значень з метою вибору оптимального варіанту, такі розрахунки мають великий сенс, особливо якщо переваги якогось варіанту простежуються на всьому діапазоні зміни вихідних даних.

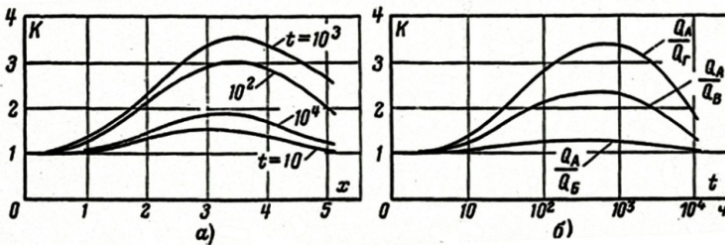


Рисунок 5.4. Виграш в надійності

- а) – при різного ступеня поділу схеми для різної тривалості роботи;
- б) – у часі для різного ступеня поділу схеми.

Характер зміни коефіцієнта K , наведений на рис.5.4, а, залежить ще від часу експлуатації системи, наприклад, протягом 10, 100, 1000 або 10000 ч. Ці характеристики отримані для даних перерізів функцій надійності різних схем і повністю узгоджуються з графіками рис.4.4, б. У даному випадку показано, що оптимальним числом при діленні схеми є 4 або 5, (X відповідно дорівнює 3 і 4), до того ж найбільша ефективність досягається при застосуванні системи протягом 10^3 ч. Ці результати отримані для випадку комплектування апаратури інтегральними схемами, середній рівень інтенсивності відмов для яких, у відповідності з даними

додатка 1 дорівнює $\lambda = 0,1 \cdot 10^{-6}$ 1/ч. Отже, дана структура при прийнятій логіці роботи і для забезпечення надійності при діленні вихідної схеми на 4–5 секції володіє найбільшою працездатністю для часу застосування 10^3 ч. Це не означає, що система не може бути застосована в інших діапазонах часу. При інших періодах застосування вигреш також зберігається, але ступінь його убуває в порівнянні з оптимальним діапазоном часу. У будь-якому випадку вибір діапазону часу застосування системи не робить істотного впливу на вибір оптимального числа поділів схеми, оскільки максимальні значення всіх кривих розташовані приблизно над зазначеним вище числом $X = 3-4$, тобто при числі ділень на 4–5 секцій.

На рис.5.4, б наведено в логарифмічному масштабі графіки зміни коефіцієнта (К) у часі для співвідношень надійності різних схем. Тут найбільш наочно помітний максимальний вигреш для різних схем при оптимальному часу застосування (10^3 год.), оскільки максимуми всіх кривих розташовані над цією ділянкою. Однак, вище всіх проходить крива, відповідна числу поділок вихідної схеми на п'ять секцій (схема Г), що збігається з результатами, наведеними на рис.5.4, а.

У розглянутій моделі, природно, не показані інші додаткові пристрої спеціалізованої цифрової ЕОМ, наприклад блоки живлення. Облік такого додаткового обладнання при оцінці працездатності системи не представляє принципових труднощів і може бути здійснений на підставі розглянутого алгоритму рішення або за допомогою відомих в теорії надійності методів. Якщо блок живлення є загальним для даної трьохканальної секції і його вихід з ладу тягне за собою відмову як секції, так і всієї системи, то облік працездатності такого типу обладнання аналогічний обліку працездатності мажоритарних органів, що забезпечується появою нової гілки (нового ребра) для кожного стану графа. Якщо кожен канал секції має самостійний блок живлення, що призводить до збільшення елементів і інтенсивності відмов каналу, то облік працездатності здійснюється за допомогою збільшення числа N в блоці вихідних даних програми.

Точність оцінки отриманих результатів залежить від ряду факторів, від прийнятого методу розрахунку, від способів

вирішення на конкретній моделі, від особливостей тієї чи іншої цифрової ЕОМ, від окремих припущень чи методичних помилок і т. п. Оскільки розглянутий метод, заснований на комбінації методів теорії графів, теорії масового обслуговування, динамічного програмування та ін., забезпечує оцінку працездатності сильногілкових структур, то з метою обмеження громіздкості рішення число кроків було обрано не більше чотирьох, тобто рішення здійснювалося при обліку можливості відмов будь-яких чотирьох комплектуючих елементів у різних ділянках схеми та всіляких поєднаннях. Таким чином, не враховувалися члени рівнянь, що мають п'яту і більше ступені ймовірностей відмов елементів, що стало певним допущенням з метою обмеження сильногілкових структур та внесло деяку помилку. Однак для високонадійних елементів, тобто для тих, у яких величини q і тим більше q^5 – дуже малі, доданки, що враховують ймовірності появи п'яти і більше відмов елементів, нехтує малі. При необхідності з метою підвищення точності рішення, вплив цього чинника можна усунути шляхом збільшення числа кроків, тобто урахуванням більшого числа елементів, що вийшли з ладу.

Оскільки були використані машинні методи інтегрування рівнянь, які мають певну точність рішення, то точність рішення істотно залежить від прийнятого кроку інтегрування H .

Наступним чинником, що впливає на точність рішення, є процедура згортки графа до обмеженого числа станів з метою обмеження кількості і порядку матриць, що використовуються в підпрограмі інтегрування, додавання і множення матриць. До того ж при згортці з метою спрощення коефіцієнтів в елементах матриць було опущено і не враховувався вплив усунення петель зворотного зв'язку для кожного з станів графа.

З урахуванням перерахованих факторів, що роблять вплив на точність рішення, для розглянутої моделі і програми вирішення, сумарна похибка, наприклад, на рівні надійності $P = 0,9$ не перевищує $\Delta P = 3 \cdot 10^{-3}$, а на рівні $P=0,9999$ відповідно $\Delta P = 2 \cdot 10^{-8}$ і може бути знижена на основі наведених вище рекомендацій.

Так, в умовах розглянутих вище завдань про розбиття пристрою на ряд секцій, граф системи був згорнутий і мав всього п'ять станів, причому останні чотири стани відповідали появі одної відмови або у груповому обладнанні, або в індивідуальному, або в мажоритарних та комутаційних органах.

Тоді, щоб для кожного варіанту отримати відповідну функцію надійності, необхідно здійснити послідовне програмне введення початкових умов: $P(1)=0$, $P(2)=1$, $P(3) = 0$ або $P(1)= 0$, $P(2)=0$, $P(3)= 1$... і т. д.

Подальша процедура полягає в отриманні усередненої функції надійності шляхом підсумовування множення кожної функції надійності на умовні ймовірності появи тих станів системи, з яких впливає кожна функція. Ці умовні ймовірності також можуть бути отримані з програм, як складові функції надійності РВ для попереднього циклу, тобто поточні $P(1)$, $P(2)$, $P(3)$...

Як приклад розглянемо випадок проведення періодичних перевірок для II та III видів контролю та отриманих раніше 4 варіантів при діленні дискретної системи на ряд секцій. Результати розрахунків приведені у табл.5.1, з якої наглядно бачимо отриманий раніше вигреш при діленні машини на 2, 3 і 5 секцій (відповідно схеми Б, В, та Г) порівняно з початковою схемою А по характеру зміни функцій надійності в залежності від виду періодичного контролю, а також проценту змінних пристроїв ΔN .

Розглянуті всього тільки чотири циклу контрольних перевірок, але і цієї кількості достатньо, щоб побачити різке збільшення числа або проценту змінних пристроїв при поканаліному контролі порівняно з повним контролем функціонування, але при цьому рівень надійності збільшився. У найбільшому ступені ці різниці характерні для схеми Г. Подібним чином можливе проведення машинного аналізу принципово для будь-якої структури з урахуванням проведення періодичного контролю працездатності пристрою РЕА.

Таблиця 5.1 – Результати розрахунків

| Схема | $T_{ц}$ | Вид контролю | | | |
|-------|---------|--------------|----------------|------|----------------|
| | | II | | III | |
| | | P | $\Delta N, \%$ | P | $\Delta N, \%$ |
| А | 1 | 0,8 | 20 | 0,8 | 61 |
| | 2 | 0,67 | 33 | 0,8 | 61 |
| | 3 | 0,66 | 34 | 0,8 | 61 |
| | 4 | 0,65 | 35 | 0,8 | 61 |
| | Всього: | | 122 | | 244 |
| Б | 1 | 0,83 | 17 | 0,83 | 65 |
| В | 2 | 0,72 | 28 | 0,83 | 65 |
| | 3 | 0,71 | 29 | 0,83 | 65 |
| | 4 | 0,7 | 30 | 0,83 | 65 |
| | Всього: | | 104 | | 260 |
| | 1 | 0,9 | 10 | 0,9 | 67 |
| Г | 2 | 0,84 | 16 | 0,9 | 67 |
| | 3 | 0,82 | 18 | 0,9 | 67 |
| | 4 | 0,81 | 19 | 0,9 | 67 |
| | Всього: | | 63 | | 268 |
| | 1 | 0,94 | 6 | 0,94 | 72 |
| Г | 2 | 0,88 | 12 | 0,94 | 72 |
| | 3 | 0,87 | 13 | 0,94 | 72 |
| | 4 | 0,86 | 14 | 0,94 | 72 |
| | Всього: | | 45 | | 288 |

У практиці роботи зустрічаються і більш складні випадки змішаного контролю різних періодичностей, наприклад, покальний контроль з періодичністю T_p , який включає періодичний контроль на функціонування з періодом $T_{п}$, причому $T_{п} \ll T_p$. Рішення цього завдання, хоч й значно більш об'ємне, можливо бути отримано описаними способами.

5.3 Визначення первинного МПП за критерієм ймовірності безвідмовної роботи

Первинний міжперевірочний проміжок (МПП) розраховується для вибраного ε (середня доля прихованих метрологічних відмов, виявлених за результатами періодичних перевірок) виходячи з показників надійності, нормованих в технічних умовах (ТУ):

ймовірність безвідмовної роботи $P(t)$ або T_{cp} – середнє напрацювання на відмову.

У випадку якщо відомо $P(t)$, МПП τ_l (у місяцях) визначається за формулою:

$$\tau_l = \frac{t}{720} \cdot \frac{\ln(1 - \varepsilon)}{K_p \cdot K_{TH} \cdot \ln[1 - m(1 - P(t))]}, \quad (5.17)$$

$$K_{TH} = \frac{t_c}{24} \cdot \frac{7 - n_{\text{вих}}}{7} \quad (5.18),$$

де K_{TH} – коефіцієнт технічного використання;

t_c , год – час роботи РЗВТ на добу;

$n_{\text{вих}}$ – кількість вихідних в тиждні;

t , год – час, на який задається функція $P(t)$.

Для метрологічних відмов в загальній кількості відмов:

$$m = \frac{n_M}{n_Y + n_M} \quad (5.19)$$

n_M – кількість метрологічних відмов;

n_Y – кількість явних відмов.

У випадку, якщо невідомі значення n_M і n_Y , m приймаємо рівним 1,

$$K_p = 1 - 0,9 \frac{n_0}{n_\varepsilon} \quad (5.20)$$

K_p – коефіцієнт, що враховує наявність контролю метрологічних характеристик за допомогою вбудованої системи контролю;

n_0 – кількість нормованих метрологічних характеристик, контрольованих за допомогою системи самоперевірки;

n_ε – загальна кількість нормованих метрологічних характеристик.

У разі відсутності системи самоперевірки $K_p = 1$.

Якщо відоме напрацювання на відмову T_{cp} (у годинах), то МПП розраховується за формулою (у місяцях):

$$\tau_l = \frac{T_{cp} \cdot \ln(1 - \varepsilon)}{720 \cdot K_{TH} \cdot m \cdot K_p} \quad (5.21)$$

Значення первинних МПП, розраховані за формулами (4.1), (4.5) будуть заниженими оскільки вид функції розподілу ймовірності виникнення метрологічної відмови приймався експоненціальним. Надалі первинні МПП піддаються коректуванню за наслідками обробки статистичних даних, одержаних при експлуатації конкретних груп засобів вимірювань.

Зокрема це дозволяє уточнити вид функції розподілу ймовірності безвідмовної роботи по метрологічних відмовах.

Методика орієнтовної оцінки первинного міжперевірочного або міжкалібрувального інтервалу за нормованими показниками надійності РЗВТ.

У ТУ нормують ймовірність безвідмовної роботи РЗВТ $P(t)$ за (напрацювання) час t .

Якщо вдається визначити, хоча б орієнтовно, середню частку q метрологічних відмов в загальному потоці відмов РЗВТ, оцінюють ймовірність роботи РЗВТ без метрологічних відмов $P_m(t)$ за (напрацювання) час t .

$$P_m(t) = 1 - q[1 - P(t)]. \quad (5.22)$$

Якщо q невідоме, приймають $P_m(t) = P(t)$.

Визначають середнє квадратичне відхилення (СКВ) σ_0 розподілу похибки градування РЗВТ при випуску з виробництва, межа Δ допустимої похибки РЗВТ, нормована в ТУ, межа Δ_e , похибки РЗВТ, що допускається в реальних умовах його експлуатації.

Встановлюють відповідно до вимог, висловлених в методиці нормування показників стабільності і метрологічної надійності РЗВТ, значення ймовірності метрологічної справності $P_{ми}$ або довірочної ймовірності P .

Приймають допущення про симетричність розподілу похибки РЗВТ відносно нуля («віяловий» випадковий процес дрейфу похибки). При цьому оцінкою МПП є:

$$T_1 = t \frac{\ln\left(\frac{\Delta_e}{\lambda_{P(t)}\sigma_0}\right)}{\ln\left(\frac{\Delta}{\lambda_{P(t)}\sigma_0}\right)} \quad (5.23)$$

де λ_p – коефіцієнт нормального розподілу.

Приймають допущення про лінійну зміну середнього значення похибки (по сукупності РЗВТ даного типу) при незмінному СКВ розподілу похибки σ_0 (лінійний випадковий процес дрейфу похибки). При цьому оцінкою МПП є

$$T_2 = t \frac{\Delta_e - \lambda_{p(t)} \sigma_0}{\Delta - \lambda_{p(t)} \sigma_0}. \quad (5.24)$$

МПП приймають як $T = \min [T_1, T_2]$.

Приклад

1. Початкові дані:

– нормоване значення ймовірності роботи РЗВТ без метрологічних відмов $P_M(t) = 0,95$ за напрацювання $t = 1000$ (год).

– середнє навантаження РЗВТ – 80 (год) в місяць;

– $\sigma_0 = 0,2\Delta$;

– $\Delta_3 = 0,8\Delta$;

– $P_{MI}^* = 0,9$.

2. При інтенсивності експлуатації 80 (год) в місяць напрацювання РЗВТ $t = 1000$ (год) відповідає календарній тривалості експлуатації, рівній 1 рік.

3. Квантілі нормального розподілу: $\lambda_{0,95} = 2$, $\lambda_{0,9} = 1,645$.

Тому:

$$T_1 = 1 - \frac{\ln \frac{0,8\Delta}{1,645 \cdot 0,2\Delta}}{\ln \frac{\Delta}{2 \cdot 0,2\Delta}} = 0,97 \cong 1p., \quad T_2 = 1 - \frac{(0,8 - 1,645 \cdot 0,2)\Delta}{(1 - 2 \cdot 0,2)\Delta} = 0,8p$$

4. Приймають МПП $T = \min [T_1, T_2] = 0,8p = 10$ міс.

У ТУ нормують середнє напрацювання до першої відмови $T_{cp.}$

Якщо вдається визначити, хоча б орієнтовно, середню частку q метрологічних відмов в загальному потоці відмов РЗВТ, оцінюють середнє напрацювання до першої метрологічної відмови $T_{cp.м.}$

$$T_{cp.м.} = \frac{1}{q} [T_{cp.} - T_{cp.в} (1 - q)], \quad (5.25)$$

де $T_{\text{ср. в}}$ – середнє напрацювання РЗВТ до першої раптової відмови (визначається структурним розрахунком надійності РЗВТ за даними про інтенсивності відмов його елементів).

Якщо q невідоме, приймають $T_{\text{ср. м}} = T_{\text{ср.}}$.

Визначають значення параметрів σ_0 , Δ , Δ_e , а також $P_{\text{ми}}$ або P .

Аналогічно приймають допущення про «віяловий» випадковий процес. При цьому оцінкою МПП є:

$$T_1 = T_{\text{ср. м}} \frac{\ln \frac{\Delta_e}{\lambda_{p(t)} \sigma_0}}{\ln \frac{\Delta}{\sigma_0} + 0,635} \quad (5.26)$$

При лінійному випадковому процесі оцінкою МПП є:

$$T_2 = T_{\text{ср. м}} \frac{\Delta_e - \lambda_{p(t)} \sigma_0}{\Delta} \quad (5.27)$$

Приймають МПП $T = \min [T_1, T_2]$.

Приклад:

1. Початкові дані:

– нормоване значення середнього напрацювання до метрологічної відмови $T_{\text{ср. м}} = 3500$ (год);

– середнє навантаження РЗВТ – 7 (год) на добу;

– $\sigma_0 = 0,3 \cdot \Delta$;

– $\Delta_e = \Delta$;

– $P_{\text{ми}}^* = 0,9$.

2. При інтенсивності експлуатації 7 годин на добу напрацювання РЗВТ $t=3500$ (год.) відповідає календарній тривалості експлуатації, рівній 2 роки.

3. Квантіль нормального розподілу $\lambda_{0,9} = 1,645$.

Тому:

$$T_1 = 2 \cdot \frac{\ln \left(\frac{\Delta}{1,645 \cdot 0,3\Delta} \right)}{\ln \left(\frac{\Delta}{0,3\Delta} + 0,635 \right)} = 1,03p ;$$

$$T_2 = 2 \frac{(1 - 1,645 - 0,3)\Delta}{\Delta} = 1p.$$

4. Приймають МПП $T = \min [T_1, T_2] = 1p$.

Якщо відомі характеристики нестабільності РЗВТ, первинний МПП розраховується за критерієм метрологічної стабільності.

Система метрологічного обслуговування засобів вимірювань, безумовно, є складною організаційно-виробничою системою, а точніше – частиною організаційно-виробничої структури промислових підприємств і організацій. Як відомо, організаційно-виробнича структура виробничої системи визначається завданням виробничої програми, технологічними процесами виробів, що випускають, якісним і кількісним змістом основного й допоміжного устаткування, його розташуванням на території підприємства, організаційною структурою матеріальних потоків. Радіотехнічні засоби вимірювальної техніки (РЗВТ) можуть входити як в основне, так і в допоміжне устаткування. Особливі вимоги до якості роботи РЗВТ пред'являються в гнучких виробничих системах (ГВС), де рівень автоматизації виробництва такий, що в ряді ділянок існує безлюдна технологія. Тут прихована відмова може спричинити зупинку всієї ГВС, що може призвести до аварії на підприємстві.

5.4 Визначення кількості прихованих відмов з врахуванням досвіду експлуатації РЗВТ

Визначення кількості прихованих відмов з врахуванням досвіду експлуатації РЗВТ і їх аналогів складаються з наступних етапів:

1. Проведення кількісного аналізу можливих відмов РЗВТ з декомпозицією цих відмов по причинах що їх викликають.

Декомпозиція можливих відмов проводиться експериментом з врахуванням досвіду експлуатації РЗВТ, виробів-аналогів, а також даних технічної документації, результатів різних видів випробувань. При цьому експерт повинен відрізнити причини, що викликають приховані відмови.

2. Визначення ваги (частки) відмови від загального числа відмов з кожної причини проведеної декомпозиції.

Визначення ваги (частки) відмови виробляється на підставі статистичних даних, одержаних при експлуатації, випробуваннях по формулі:

$$r_{nj} = \frac{n_{nj}}{\sum_{j=1}^m n_{nj}}, \quad (5.28)$$

$j = 1, 2, 3 \dots m$ – кількість причин, що викликають виникнення відмов;

r_{nj} – вага (частка) відмови по j -й причині;

n_{nj} – кількість відмов по j -й причині.

3. Експертним методом призначаються коефіцієнти ймовірності кожної причини, що викликає відмову – q_j , яка характеризує ймовірність передбачуваної небезпеки відмови за j -й причиною.

Значення коефіцієнтів вибирається в межах від 1 до 0. Рекомендовані значення q приведені в табл. 5.2.

4. На підставі призначених коефіцієнтів q_j розраховується r_j – вага (частка) небезпеки відмов з кожної причини по формулі:

$$r_j = \frac{q_{nj}}{\sum_{j=1}^m q_j} \quad (5.29)$$

Таблиця 5.2 – Рекомендовані значення q

| Група причин відмов | У край ймовірна причина відмови | Очікувана причина відмови | Ймовірна причина відмови | Можлива причина відмови | Малоймовірна причина відмови | У край малоймовірна причина відмови |
|----------------------------|---------------------------------|---------------------------|--------------------------|-------------------------|------------------------------|-------------------------------------|
| Значення коефіцієнтів, q | 1,0–0,9 | 0,9–0,7 | 0,7–0,5 | 0,5–0,3 | 0,3–0,1 | 0,1 |

5. Визначення кількості прихованих відмов n_i обчислюється по формулі:

$$n_i = \frac{r_c n_{nj}}{r_{nj}} \quad (5.30)$$

де r_c – сума значень r_j з причин, які викликають приховані відмови;

n_{nj} – кількість відмов за МПП з j -ої причини;

r_{nj} – вага (частка) небезпеки відмови по j -й причині.

Приклад застосування методики визначення кількості прихованих відмов з урахуванням досвіду експлуатації РЗВТ:

1. Визначення кількості прихованих відмов виробництва для мультиметрів типу М42618, класу точності 1,0. Кількість приладів за якими ведеться спостереження – 91.

2. Декомпозиція відмов з причин що їх викликають і кількість відмов приведені в табл. 5.3 графі 2, 3. Значення граф 2, 3 заповнені за даними експлуатації.

3. Визначення ваги (частки) відмов від загального числа відмов обчислюється за формулою (5.6). Набуті значення приведені в графі 2 табл.4.3.

Таблиця 5.3 – Визначення кількості відмов

| Причини відмов | Види | К-ть відмов, n_j | Вага (частка) відмов, r_{nj} | Значення, q_j | Відкоректована частка відмов, r_j | К-ть прихованих відмов, n_i |
|---|------------|--------------------|--------------------------------|-----------------|-------------------------------------|-------------------------------|
| 1. Розбите скло, зірване різьблення штучера | явн. | 3 | 0,14 | 0,14 | 0,13 | |
| 2. Стрілка погнута, збита | явн. | 13 | 0,59 | 0,59 | 0,52 | |
| 3. Основна похибка поза допуском | прихований | 6 | 0,27 | 0,4 | 0,35 | 7,8 |

4. У графі 5 табл. 5.3 наведені коефіцієнти ймовірності кожної причини, що викликає відмову. Значення q_j по 3-ній причині відмов збільшене внаслідок того, що близько 30% приладів, забраковані через несправність коректора, могли б бути заблоковані по виходу основної похибки за межі допуску.

5. У графі 6 табл. 4.3 наведені значення коефіцієнтів r_j , розраховані по формулі (4.7) з врахуванням призначених коефіцієнтів q_j .

6. Визначення кількості прихованих відмов обчислюється за формулою (5.8) і наведене в графі 7.

7. Скоректоване значення $\tilde{\varepsilon}'$ визначається по формулі:

$$\tilde{\varepsilon}' = \frac{\sum_{i=1}^k n_i}{\sum_{j=1}^m n_{nj}} ; \quad (5.31)$$

де $i=1,2,3\dots k$ - кількість причин, що викликають виникнення прихованої метрологічної відмови. Для приведеного прикладу $\tilde{\varepsilon}' = 0,35$.

Система, яка складається із декількох приладів, є малостаріючою – оскільки можливе майже повне відновлення надійності приладів, що входять в неї, після їх явної відмови і негативних результатів перевірки. Такі системи мають постійний або поволі змінний в часі потік відмов. Якщо прийняти, що час відновлення приладів набагато менше МПП їх надійність можна описати експоненціальною залежністю:

$$P(t) = e^{-\lambda t}, \quad (5.32)$$

де –

$$\lambda = \frac{\sum_{i=1}^{N_0} \lambda_i(t)}{N_0}. \quad (5.33)$$

$\lambda_i(t)$ – потік відмов i -го приладу, залежний від часу;
 N_0 – число приладів в групі.

При збільшенні N_0 – числа приладів, залежність λ від часу зменшується і точність формули (2.17) зростатиме. При скінченному числі приладів N_0 частка метрологічно несправних може знаходитися з ймовірністю 95% в межах:

$$P(t) = e^{-\lambda t},$$

$$(1 - e^{-\lambda t}) - 2\sqrt{\frac{(1 - e^{-\lambda t})e^{-\lambda t}}{N_0}} \leq \tilde{\varepsilon}' \leq (1 - e^{-\lambda t}) + 2\sqrt{\frac{(1 - e^{-\lambda t})e^{-\lambda t}}{N_0}}, \quad (4.34)$$

де

$$\tilde{\varepsilon}' = \frac{n_M}{N_0}, \quad \text{при } n_M \neq 0$$

$$i \quad \bar{\varepsilon} = \frac{1}{2n+2}, \quad \text{при } n_M = 0;$$

n_M – число метрологічно-несправних приладів;

N_0 – число приладів, які надійшли на перевірку.

Засоби вимірювальної техніки, що прийшли на перевірку, перевіряються з кінцевою точністю, і відсоток забракованих приладів буде дещо збільшений за рахунок неточності зразкових РЗВТ:

$$\tilde{\varepsilon} = \varepsilon' + \Delta\varepsilon, \quad (5.35)$$

де ε' – істинне значення частки приладів, що відмовили метрологічно;

$\Delta\varepsilon$ – помилка перевірки.

Якщо густина розподілу похибки приладів, які прийшли на перевірку описується залежністю $f_1(x)$, а густина розподілу похибки методу перевірки – $f_2(y)$, то збільшення частки метрологічно-несправних приладів за рахунок браку перевірки розраховується із співвідношення:

$$\Delta\varepsilon = P_\Phi - P_H, \quad (5.36)$$

де P_Φ – фіктивний брак;

P_H – не знайдений брак.

$$P = 2 \int_0^\delta f_1(x) \left[\int_{-\infty}^{-\delta+x} f_2(y) dy + \int_{\delta-x}^\infty f_2(y) dy \right] dx \quad (5.37)$$

$$P_H = 2 \int_\delta^\infty f_1(x) \left[\int_{-\delta+y}^{-\delta-y} f_2(y) dy \right] dx$$

δ – межа допустимої похибки РЗВТ.

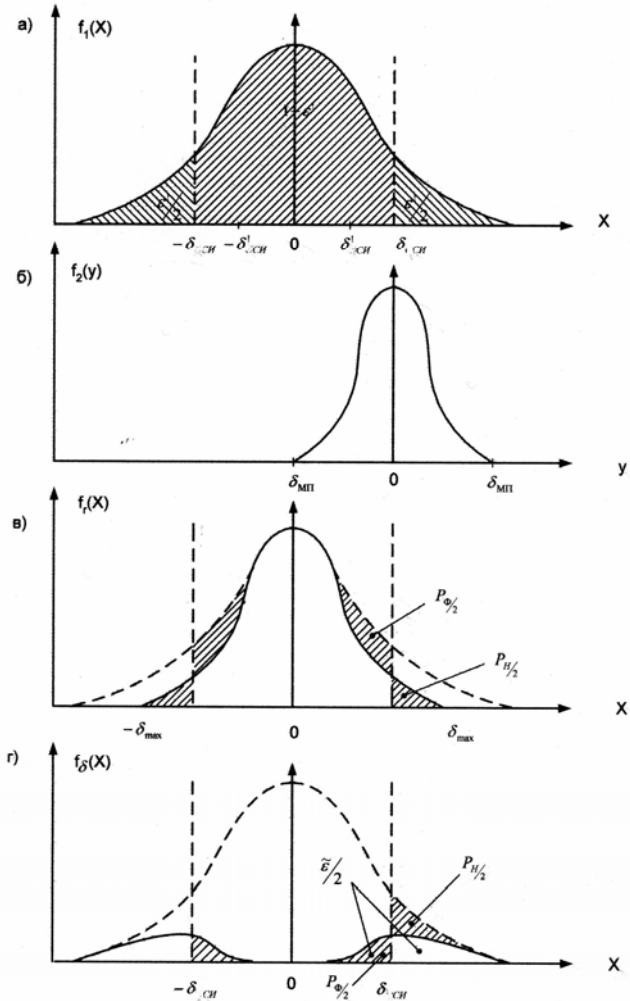


Рисунок 5.5.

- а) густина розподілу похибки РЗВТ, які перевіряються;
- б) густина розподілу похибки методики перевірки;
- в) густина розподілу похибки РЗВТ визнаних працездатними за результатами перевірки;
- г) густина розподілу похибки РЗВТ, забракованих за метрологічними відмовами.

5.5 Коректування МПП за критерієм максимуму коефіцієнта готовності

Величина МПП визначається з умови забезпечення максимуму коефіцієнта готовності РЗВТ, K_G який відповідно до ГОСТ 27.002-83 є ймовірністю того, що об'єкт виявиться працездатним в довільний момент часу, окрім планованих періодів, протягом яких використання об'єкту за призначенням не передбачається:

$$K_G(\tau_{M0}) = \max K_G(\tau_{Mj}), \quad (5.38)$$

де τ_{Mj} – j -й МПП

τ_{M0} – оптимальне значення МПП.

Значення коефіцієнта готовності для j -го МПП (τ'_{Mj}) визначається за формулою:

$$K_G(\tau_{M0}) = 1 + \left[\frac{(\tau_{Mj} + T_{MJ})(1 - P_{Mj}) \frac{1 + \beta_{cj}}{1 - \beta_{cj}\beta_{nj}} + T_n \frac{1 + \beta_{cj}}{1 - \beta_{cj}\beta_{nj}}}{T_{Mj}(1 - P_{Mj}) + T_{Я}(1 - P_{Яj})P_{Mj} + \tau_{Mj}P_{Mj}P_{Яj}} + \frac{T_B \left\{ P_{Mj} [1 - P_{Яj}(1 - \alpha_{nj})] + (1 - P_{Mj}) \frac{1 + \beta_{cj}(2 - \beta_{nj})}{1 - \beta_{cj}\beta_{nj}} \right\}}{T_{Mj}(1 - P_{Mj}) + T_{Я}(1 - P_{Яj})P_{Mj} + \tau_{Mj}P_{Mj}P_{Яj}} \right]^{-1} \quad (5.39)$$

де P_M – ймовірність відсутності метрологічних відмов за j -й МПП;

$P_{Яj}$ – ймовірність відсутності явних відмов за j -й МПП;

$T_{Яj}$, T_{Mj} – середнє напрацювання РЗВТ на явну і метрологічну відмову за j -й МПП;

$T_{п}$ – середній час виконання перевірки;

$T_{в}$ – середній час відновлення;

α_{nj} , β_{nj} – умовна ймовірність помилкової і знайденої відмови при перевірці РЗВТ через j -й МПП;

β_{cj} – умовна ймовірність незнайдені відмови системою самоперевірки (у разі відсутності системи самоперевірки $\beta_{cj} = 0$).

Оптимальне значення періоду МПП τ_{M0} обчислюється за наступним алгоритмом.

Значення τ_a и τ_b обчислюються за формулами:

$$\tau_b = 0,229\beta' e^{-0,132\alpha'} + 1; \quad (5.40)$$

$$\tau_a = 0,299\beta' e^{-132\alpha'} - 1; \quad (5.41)$$

$$\beta' = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \beta_i, \quad \alpha' = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \alpha_i \quad (5.42)$$

Якщо отримано дробове значення τ_{M0} , то величина МПП обирається з ряду 1, 2, 3, 4... роки за наступним правилом.

$$\tau_M = [\tau_{M0}] \quad \text{якщо } \tau_{M0} \leq 0,75 + [\tau_{M0}]$$

$$\tau_M = [\tau_{M0}] + 1, \quad \text{якщо } \tau_{M0} > 0,75 + [\tau_{M0}]$$

де $[\tau_{M0}]$ – ціла частина числа τ_{M0} .

5.6 Визначення МПП з врахуванням нестабільності РЗВТ

Величина МПП залежить від наявності початкової інформації про стабільність і надійність засобів вимірювальної техніки. При визначенні МПП цим методом передбачаються наступні випадки:

1. Відома густина розподілу похибки РЗВТ в початковий момент і нестабільності.

2. Відомі густина розподілу похибки РЗВТ в початковий момент і регресійна залежність швидкості дрейфу похибки від її накопиченого значення.

У випадку 1 тривалість міжперевірочного проміжку τ обчислюється на підставі використання інтегрального рівняння Фредгольма II роду:

$$f(x) = \frac{\varphi(x)}{P_c(\tau)} - P_{\text{я}}(\tau) \int_{-\infty}^{\infty} f(\zeta) R(x, \zeta) d\zeta; \quad (5.43)$$

$$-\infty < x, \zeta < \infty,$$

де $f(x)$ – густина розподілу похибки, яка спостерігається при черговій перевірці:

$$\varphi(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_0(\zeta) g_{1\tau}(x - \zeta) d\zeta, \quad (5.44)$$

$f_0(\zeta)$ – густина розподілу похибки в початковий момент,

$$g_{1\tau} = \begin{cases} g_{\tau}(x) & \text{при } |x| \leq \Delta c \\ 0 & \text{при } |x| > \Delta c \end{cases}, \quad (5.45)$$

$g_{\tau}(x)$ – густина розподілу нестабільності похибки,
 $\pm \Delta c$ – межі допустимої зміни похибки за міжперевірочний проміжок,

$$P_c(\tau) = \int_{-\Delta}^{\Delta} g_{\tau}(x) dx, \quad (5.46)$$

$$R(x, \zeta) \equiv \varphi(x) - g_{1\tau}(x - \zeta). \quad (5.47)$$

Для кожного тимчасового перетину t , узятого з кроком $\tau = 2$ місяця, визначається ймовірність метрологічної справності:

$$P_{MI}(t) = \int_{-\Delta}^{\Delta} f_{\tau}(x) dx \quad (5.48)$$

і коефіцієнт метрологічної справності:

$$K_{MI}(t) = \frac{1}{s+1} \sum_{i=0}^s P_{MI}(\tau_i). \quad (5.49)$$

Міжперевірочний проміжок знаходиться як максимальне значення t , при якому задовольняється нерівність:

$$P_{МИ}(t) \leq P_{МИ}^* , \quad (5.50)$$

або нерівність

$$K_{МИ}(t) \leq K_{МИ}^* , \quad (5.51)$$

залежно від того, який показник є нормованим.

Обчислення тривалості міжперевірочного проміжку за формулою (5.48) проводиться за допомогою ЕОМ.

У випадку 2 визначення міжперевірочного проміжку також – за формулами (4.26–4.29), але густина функції розподілу похибки РЗВТ у момент t $f_t(x)$ знаходиться як:

$$f_t(x) = f_0[\Psi(x,t)] \frac{\partial \Psi(x,t)}{\partial x} \quad (5.52)$$

де $\Psi(x,t)$ – розв’язок рівняння регресії,

$$\frac{\partial x}{\partial t} = \mu(x,t) , \quad (5.53)$$

$\mu(x,t)$ – регресійна залежність швидкості дрейфу похибки РЗВТ від її накопиченого значення, рівна математичному очікуванню швидкості дрейфу похибки у момент t за умови, що похибка за собою РЗВТ у цей момент часу рівна x .

В окремому випадку, при лінійній регресії:

$$\mu(x,t) = m_v(t) + \frac{r(t)\sigma_v(t)}{\sigma_s(t)} (x - m_s(t)) , \quad (5.54)$$

замість (3.30) застосовується вираз:

$$f_t(x) = f_0 \left[(x - m_s(t)) \frac{\sigma_s(0)}{\sigma_s(t)} + m_s(0) \right] \frac{\sigma_s(0)}{\sigma_s(t)} , \quad (5.55)$$

де $m_s(t)$, $m_v(t)$ – математичні очікування значення похибки x і її швидкості $\frac{\partial x}{\partial t}$ у момент t , $\sigma_s(t)$, $\sigma_v(t)$ – СКО значень x і $\frac{\partial x}{\partial t}$,

$$m_s(t) = m_s(0) + \int_0^t m_v(\tau) d\tau ; \quad (5.56)$$

$$\sigma_s(t) = \sqrt{\sigma_s^2 + \int_0^t \sigma_v^2(\tau) d\tau} .$$

$m_s(t)$, $\sigma_s(0)$ – параметри розподілу $f_\theta(x)$, $m_v(t)$, $\sigma_v(t)$ знаходяться розробниками засобів вимірювальної техніки розрахунком по даним про нестабільність комплектуючих елементів або експериментально на етапі державних випробувань.

Розрахунок $m_v(t)$ і $\sigma_v(t)$ проводиться по формулах:

$$m_v(t) = \sum_{i=1}^n \kappa_i m_{vi}(t) \quad (5.57)$$

$$\sigma_v(t) = \sqrt{\sum_{i=1}^m K_i^2 \cdot \sigma_{vi}^2(t)} \quad (5.58)$$

де $m_{vi}(t)$, $\sigma_{vi}(t)$ – середнє і СКВ нестабільності за час t -го елемента РЗВТ.

Наприклад РЗВТ має вбудовану систему самоперевірки по опорному елементу. В цьому випадку нестабільність РЗВТ визначається нестабільністю опорного елемента, $n=1$, $\kappa_i=1$, $m_v(t) = m_{vi}(t)$, $\sigma_v(t) = \sigma_{vi}(t)$, де $m_{vi}(t)$ і $\sigma_{vi}(t)$ – середнє і СКВ нестабільності РЗВТ за час t .

На підставі даних заводу-виробника опорного елемента маємо:

$$m_{vi}(t) = a, \quad \sigma_{vi}^2(t) = c + dt .$$

Експериментальні дослідження похибки щойно виготовлених РЗВТ показали, що її розподіл підкоряється нормальному закону з $m_s(0)=0$ і $\sigma_s^2(0)=e$.

Тоді:

$$m_s(t) = \int_0^t a dt = at .$$

$$\sigma_s(t) = \sqrt{e + \int_0^t (c + d\tau) d\tau} = \sqrt{e + ct + \frac{dt^2}{2}}.$$

Підставимо ці вирази в (4.33):

$$f_t(x) = f_c \left[\frac{\sqrt{e}}{\sqrt{e + ct + \frac{dt^2}{2}}} (x - at) \right] \cdot \frac{\sqrt{e}}{\sqrt{e + ct + \frac{dt^2}{2}}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi(e + ct + \frac{dt^2}{2})}} e^{-\frac{(x-at)^2}{2(e + ct + \frac{dt^2}{2})}}.$$

Відповідно:

$$P_{MI}(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(e + ct + \frac{dt^2}{2})}^{-\Delta}} \int_{-\Delta}^{\Delta} e^{-\frac{(x-at)^2}{2(e + ct + \frac{dt^2}{2})}} dx = \Phi\left(\frac{\Delta c - at}{e + ct + \frac{dt^2}{2}}\right) + \Phi\left(\frac{\Delta c + at}{e + ct + \frac{dt^2}{2}}\right), \quad (5.59)$$

де $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_0^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$ – функція – табуляції.

Міжперевірочний проміжок знаходиться розв'язком рівняння (5.38) щодо τ чисельним методом:

$$\Phi\left(\frac{\Delta c - a\tau}{e + c\tau + \frac{d\tau^2}{2}}\right) + \Phi\left(\frac{\Delta c + a\tau}{e + c\tau + \frac{d\tau^2}{2}}\right) = P_{MI}, \quad (5.60)$$

якщо $a = 0$ і $P_{MI} = 0,95$, то

$$2\Phi\left(\frac{\Delta c}{e + c\tau + \frac{d\tau^2}{2}}\right) = 0,95$$

У таблиці функції $\Phi(x)$ знаходимо:

$$\frac{\Delta c}{e + c\tau + \frac{d\tau^2}{2}} \approx 2$$

Вирішуючи квадратне рівняння щодо τ знаходимо МПП:

$$\tau = \frac{\sqrt{c^2 + d\Delta c - 2de - c}}{d}.$$

Приклад. Розрахунок метрологічної надійності еталонного аттенюатора АСО-3М

1. Початкові дані.

Аттенюатор АСО-3М – перетворювач напруги постійного і змінного струмів, забезпечуючий ослаблення напруги ступенями через 10 дБ від 0 до 90 дБ. Його принципова електрична схема приведена на рис. 4.7. Прилад складається з перемикача і 19 манганінових резисторів, сполучених за кільцевою схемою. Номінальні значення резисторів підбрані так, щоб вхідний і вихідний опори приладу при будь-якому положенні перемикача склали 37,5 (1±0,005) Ом. Метрологічна відмова є слідством порушення цієї норми (тобто $\Delta = 0,5\%$).

Середнє напрацювання на відмову резистора $T_{срi} = 1 \cdot 10^6$ год. Межа похибки резистора, що допускається $\Delta_i = 0,1\%$. Характеристики початкової похибки резистора: $m_i(0)=0$, $\sigma_i(0)=0,03\%$.

Характеристики похибки градуювання аттенюатора: $m(0) = 0$, $\sigma(0)=0,05\%$.

2. Результати розрахунку коефіцієнтів чутливості резисторів при положенні перемикача «0» наведені в табл. 4.4. При інших положеннях перемикача коефіцієнти чутливості матимуть ті ж значення, але для інших номерів резисторів (із зрушенням по кільцю).

Таблиця 5.4 – Коефіцієнти чутливості α_i резисторів при положенні перемикача «0»

| Номер резистора | Коефіцієнт чутливості | Номер резистора | Коефіцієнт чутливості | Номер резистора | Коефіцієнт чутливості |
|-----------------|-----------------------|-----------------|-----------------------|-----------------|-----------------------|
| 1,9 | 0,1640 | 5 | 0,0177 | 12,17 | 0,0319 |
| 2,8 | 0,0768 | 10,19 | 0,0760 | 13,16 | 0,0196 |
| 3,7 | 0,0471 | 11,18 | 0,0520 | 14,15 | 0,0120 |
| 4,6 | 0,0289 | | | | |

Оскільки під час перевірки контролюються всі декади і відмовою приладу є перевищення межі допустимої похибки хоча б в одному ступені ослаблення напруги, для кожного резистора прийняте максимальне значення коефіцієнта чутливості.

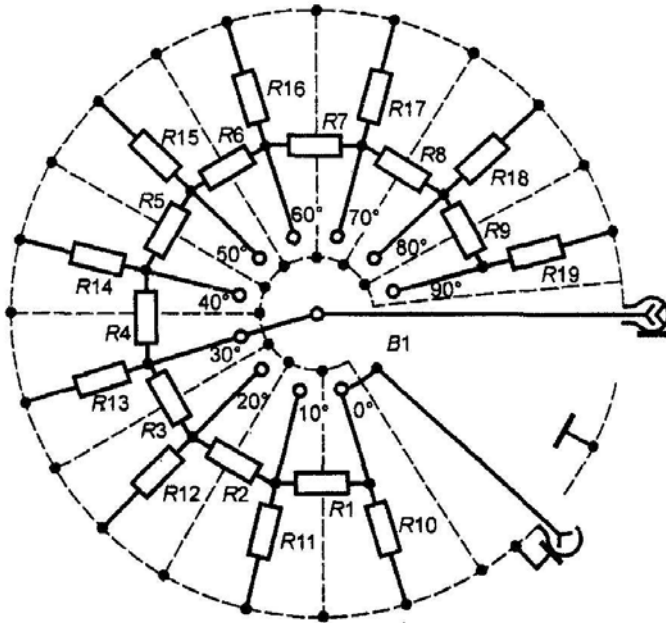


Рисунок 5.6. Принципова електрична схема атенюатора

АСО-3М. R1–R9 – резистори 106,72 Ом; R10, R19 – резистори 49,36 Ом; R11–R18 – резистори 72,18 Ом; B1 – перемикач.

3. Середнє напрацювання до метрологічної відмови T_{cp}
Для всіх резисторів по формулах:

$$\beta_{it} = \frac{0,1}{0,5} = 0,2, \quad \beta_{i2} = \frac{0,03^2 (\ln 3,3 + 0,635)}{0,05^2 (\ln 10 + 0,635)} = 0,224.$$

Отже,

$$T_{cp(1)} = \left[\frac{0,2}{1 \cdot 10^6} (9 \cdot 0,164 + 10 \cdot 0,076) \right]^{-1} = 2,2 \cdot 10^6 \text{ год}$$

$$T_{cp(2)} = \left[\frac{0,224}{1 \cdot 10^6} (9 \cdot 0,164^2 + 10 \cdot 0,076^2) \right]^{-1} = 15,5 \cdot 10^6 \text{ год}$$

$$k = \frac{\Delta}{\sigma(0)} = 10$$

$$\alpha = \frac{15,5 \cdot 10^6}{2,2 \cdot 10^6} [\ln 10 + 0,635]^{-1} = 2,4,$$

$$L(10;2;4) = 0,17.$$

Тоді оцінка середнього напрацювання приладу до метрологічної відмови (знизу):

$$T_{\text{cp}} = 0,17 \cdot 15,5 \cdot 10^6 = 2,63 \cdot 10^6 \text{ год.}$$

4. Ймовірність роботи без метрологічних відмов $P(t)$.

$$T_{\text{cp}}(10) = 2,112, \quad a_{10} = 0,6, \quad b_{10} = 0.$$

Тому оцінка $P(t)$ знизу:

$$P(t) = \Phi \left[10 \cdot (1 - 0,45 \cdot t \cdot 10^{-6}) \cdot e^{-0,8t \cdot 10^{-6}} \right] - \Phi \left[10 \cdot (1 + 0,45 \cdot t \cdot 10^{-6}) \cdot e^{-0,8t \cdot 10^{-6}} \right],$$

якщо $0 \leq t < 3,3 \cdot 10^6$

$$P(t) = 0,388 - \Phi \left[-10 \cdot (1 + 0,45 \cdot t \cdot 10^{-6}) \cdot e^{-0,8t \cdot 10^{-6}} \right],$$

якщо $3,3 \cdot 10^6 \leq t \leq 5,6 \cdot 10^6$ год

$$P(t) = 0, \quad \text{якщо } t \geq 5,6 \cdot 10^6 \text{ год}$$

Тоді МПП знаходять з рівняння $P(T) \leq P^*$.

РОЗДІЛ 6 МЕТРОЛОГІЧНА ЕКСПЕРТИЗА ТЕХНІЧНОЇ ДОКУМЕНТАЦІЇ

6.1 Роль і задачі метрологічної експертизи

Одним з найважливіших напрямів в підвищенні якості продукції є проведення метрологічної експертизи нормативно-технічної, конструкторської і технологічної документації.

При технологічній підготовці виробництва не завжди надають належну увагу призначенню параметрів, що підлягають вимірюванню, вибору ЗВТ для контролю і управління технологічними процесами, ефективності використання ЗВТ і ін.

Відсутність на робочих місцях, де параметри технологічних процесів і продукції, що випускається підлягають контролю, необхідних ЗВТ з вини розробника технічної документації, недостатня ефективність закладених розробником методів вимірювань приводять до випуску продукції з відхиленням від вимог стандартів і технічних умов. Попередити ці недоліки і покликано проведення метрологічної експертизи технічної документації на стадіях її розробки.

Своєчасно проведена метрологічна експертиза дозволяє виключити можливість помилок в процесі підготовки виробництва, скоротити терміни підготовки документації до виробництва, гарантувати випуск якісної продукції, підвищити ефективність вимірювань, їх точність і достовірність, сприяє застосуванню уніфікованих і автоматизованих ЗВТ і дає значний економічний ефект.

Метрологічна експертиза не зводиться до пасивної перевірки документації, вона припускає комплексний підхід до рішення задач метрологічного забезпечення розробки, виробництва і експлуатації продукції. За наслідками експертизи в креслення виробів і в технологічні процеси вносять зміни, посилюють допуски на виготовлення, розробляють і виготовляють спеціальні засоби контролю, проектують і виготовляють вимірювальне оснащення.

Метрологічна експертиза конструкторської і технологічної документації – це аналіз та оцінка технічних рішень по вибору параметрів, що підлягають вимірюванню, встановленню норм точності і забезпеченню методами і засобами вимірювань процесів розробки, виготовлення, випробування, експлуатації і ремонту виробів.

Метрологічну експертизу не слід змішувати з метрологічним контролем, який зводиться лише до перевірки метрологічних правил, норм і вимог, встановлених в нормативних документах (наприклад, перевірка вірності найменувань і позначень фізичних величин).

Метрологічна експертиза не є принципово новим видом діяльності. В обов'язок безпосередніх розробників документації, а також керівників відповідних підрозділів і раніше входила експертиза вірності схвалюваних рішень з погляду можливості і достовірності вимірювань. Проте підвищення рівня вимог до метрологічного забезпечення приводить до необхідності проведення такої перевірки спеціально підготовленими метрологами-експертами.

Метрологічна експертиза – частина робіт по метрологічному забезпеченню підготовки виробництва і може являтися частиною експертизи проєктів технічної документації, номенклатури вимірювальних параметрів і оптимальної точності їх вимірювань з метою забезпечення ефективності і достовірності контролю якості і взаємозамінності. Номенклатура вимірювальних параметрів і норм точності вимірювань визначає два найважливіших показника: достовірність контролю і його трудоемкість. Нерідко розробники і технологи намагаються йти по шляху максимального контролю режимів технологічного процесу устаткування і інструменту, не беручи до уваги трудоемкість вимірювальних процесів, а цей чинник достатньо істотний. В середньому трудоемкість контрольно-вимірювальних операцій складає близько 10% загальної трудоемкості виготовлення виробів, а у ряді галузей –

При проведенні метрологічної експертизи необхідно ретельно проаналізувати номенклатуру вимірювальних параметрів, встановити можливі кореляційні зв'язки між ними, а також визначити параметри, які можна не вимірювати (або обмежитися їх індикацією, або взагалі не контролювати). Деякі загальні рекомендації за оцінкою раціональності номенклатури контрольованих параметрів будуть приведені нижче.

Недоліком багатьох документів, що перевіряються, є відсутність встановлених норм точності як для параметрів, які контролюють на виході виробу з виробництва, так і для параметрів технологічних процесів (температури, часу та швидкості протікання процесу, маси випробовуваних зразків та ін.). Обґрунтованість

встановлених норм точності необхідно з'ясувати в першу чергу, якщо контроль ускладнюється, або вимагає застосування складних дорогих ЗВТ і операторів високої кваліфікації. Так, при проведенні метрологічної експертизи креслень експерт може поставити питання про заміну способу завдання допуску. У всіх перевірених документах, встановлюють вірність форми запису вимірювальних параметрів. Кожен нормований параметр може бути заданий або номінальним значенням з допустимим відхиленням, граничними значеннями, максимальним або мінімальним значенням. Переважною формою запису є перша. У двох інших випадках експерт повинен вимагати вказівки допустимої похибки вимірювань. При цьому, якщо обмежене максимальне значення, то вимірювальна величина не повинна перевищувати задане значення за вирахуванням похибки вимірювань; якщо ж обмежене мінімальне значення, то вимірювана величина не повинна бути меншою суми заданого значення величини і похибки вимірювань. Межі самої допустимої похибки, повинні бути виражені або в абсолютних значеннях (у одиницях вимірюваної величини), або у відсотках або відносних значеннях. В даний час ці питання ще не регламентовані державними стандартами і норму запису вимірювальних параметрів доцільно вказувати в стандарті підприємства.

Не менш важливою задачею метрологічної експертизи є встановлення повноти і вірності вимог до ЗВТ (зокрема до нестандартизованих) і до методик виконання вимірювань. Засоби вимірювальної техніки і методики виконання вимірювань необхідно призначати з врахуванням похибок вимірювань.

Експерт повинен переконатися у тому, що вимоги до методик виконання вимірювань (МВВ) в документації сформульовані правильно. При цьому перевага повинна бути віддана стандартизованим або атестованим МВВ. При проведенні метрологічної експертизи може бути вказано на необхідність атестації МВВ.

При експертизі більшості технологічних і ряду конструкторських документів дуже важливим є встановлення, чи правильно вибрані ЗВТ по точності, чи забезпечують вони необхідну продуктивність контрольно-вимірювальних операцій. Серійні засоби вимірювальної техніки повинні пройти державні випробування, бути внесені в Держреєстр і випускатися промисловістю. Експер-

ту необхідно перевірити це, використовуючи інформацію Держреєстру і каталоги заводів-виробників.

Вибрані ЗВТ повинні бути на підприємстві (або передбачене їх придбання) і повинні бути забезпечені відомчою або державною перевіркою.

При оцінці нестандартизованих ЗВТ встановлюють, чи немає можливості їх заміни ЗВТ, які серійно випускаються.

Перевіряють правильність посилок на стандартизовані або атестовані МВВ, необхідність включення додаткових вказівок (кількість вимірювальних зразків, температуру, час витримки і та ін.). Це ж відноситься до державних стандартів і інших НТД, що регламентують вимоги до методів випробувань, перевірки і ін.

Експерт повинен перевірити також правильність позначення ЗВТ. Для ЗВТ, що випускаються серійно повинен бути вказаний номер державного стандарту і позначення ЗВТ за стандартом. Номери стандартів, на які посилаються при виборі ЗВТ, необхідно перевіряти.

Наступною задачею експертизи є оцінка того, чи дозволяє конструкція виробу контролювати необхідні параметри в процесі виготовлення, випробування, експлуатації і ремонту виробів. Це основна задача метрологічної експертизи креслень. При її вирішенні експерт повинен не тільки визначити контроленепридатні розміри (важкодосяжні внутрішні діаметри, канавки, уступи), але і розміри, вимірювання яких вимагає застосування нестандартизованих ЗВТ. В деяких випадках незначна зміна конструкції може дозволити застосувати для контролю ЗВТ, який серійно випускається.

При великому об'ємі вимірювальної інформації експерт повинен визначити доцільність обробки на ЕОМ результатів вимірювань. В цьому випадку перевіряють наявність стандартних або спеціальних програм обробки на відповідність їх вимогам, які пред'являються для обробки результатів вимірювань, а також до форм представлення результатів вимірювань.

У зв'язку з переходом на Міжнародну систему одиниць (SI) важливою задачею експерта є встановлення правильності найменувань і позначень фізичних величин та їх одиниць.

Експерт повинен ретельно перевірити правильність метрологічної термінології. Часто зустрічається невірне вживання термі-

нів «точність» замість «похибка», «помилка вимірювань» замість «похибки вимірювань», «еталон» замість «зразок», дуже поширено застосування нерекоменованого терміну «замір».

Задачею метрологічної експертизи є також перевірка правильності вказівок по проведенню вимірювань для забезпечення безпеки праці.

6.2 Організація метрологічної експертизи в міністерстві (відомстві)

Приступаючи до проведення метрологічної експертизи на підприємствах міністерства (відомства), перш за все необхідно встановити номенклатуру виробів, при розробці яких проводиться метрологічна експертиза. Ці вироби повинні бути визначені міністерством або за його дорученням головними і базовими організаціями метрологічної служби, а також підприємствами і організаціями у відповідних наказах, планах.

У конструкторській і технологічній документації ряду виробів використовуються однотипні технічні рішення, пов'язані з метрологічним забезпеченням (методи і засоби вимірювань, норми точності вимірювань і та ін.), тому метрологічна експертиза документації на всі розробляемі вироби повинна проводитися неформально. При встановленні номенклатури документів, які доцільно в першу чергу піддати експертизі, слід враховувати результати аналізу стану вимірювань в галузі, дані державного нагляду і відомчого контролю за метрологічним забезпеченням виробництва, результати аналізу причин браку у виробництві.

В першу чергу слід проводити експертизу документації на щойно виготовлені вироби (у такому разі це один з етапів метрологічного забезпечення підготовки виробництва), на експортну продукцію, на продукцію, що представляється на державну атестацію по вищій категорії якості, і на вироби, що мають значну кількість рекламацій.

При розробці галузевих документів, що регламентують організацію і порядок проведення метрологічної експертизи, слід враховувати, що підприємства мають право проводити метрологічну експертизу конструкторської і технологічної документації, яка поступила від інших організацій і підприємств.

З врахуванням специфіки конкретної галузі слід встановити стадії розробки документації, на яких проводитиметься експертиза.

Технічне завдання. На цій стадії встановлюють основне призначення, технічні і тактико-технічні характеристики, показники якості і техніко-економічні вимоги, що пред'являються до виробу, а також виконання необхідних стадій розробки конструкторської документації, її склад і спеціальні вимоги до виробу, необхідність етапу «технічні пропозиції».

Технічна пропозиція. На цій стадії розробляють конструкторські документи, які повинні містити технічні і техніко-економічні обґрунтування доцільності розробки документації виробу на підставі аналізу технічного завдання замовника і різних варіантів можливих рішень виробів.

Ескізний проект. На цій стадії в конструкторські документи внесені принципові конструкторські рішення, що дають загальні уявлення про пристрій і принцип роботи виробу, а також дані, що визначають призначення, основні параметри і габаритні розміри виробу.

Технічний проект, що є сукупністю конструкторських документів і макетів, які повинні містити остаточні технічні рішення, що дають повне уявлення про пристрій виробу та початкові дані для розробки робочої документації.

Конструкторська документація розробляється для дослідного зразка (партії) виробу, призначеного для серійного (масового) або одиничного виробництва (окрім разового виготовлення).

Проводити метрологічну експертизу на всіх перерахованих етапах, як правило, недоцільно, і у кожному випадку слід знайти оптимальний варіант. Слід мати на увазі, що метрологічну експертизу документації на ЗВТ слід проводити на стадії технічного завдання. При розробці інших виробів оптимальним є проведення метрологічної експертизи на ранніх стадіях розробки документації, коли ухвалюються принципово конструктивні рішення, від правильності вибору яких багато в чому залежить можливість і економічність метрологічного забезпечення виробництва і експлуатації виробів. Витрати на експертизу при проектуванні виробів компенсуються скороченням витрат на розробку неоптимальних варіантів, переробку конструкції, переобладнання виробництва і та ін.

Метрологічній експертизі рекомендується піддавати наступні види документів. Конструкторські: креслення деталей, складальне, габаритне і монтажне креслення, записку пояснення, технічні умови, програму і методику випробувань, розрахунок, експлуатаційні і ремонтні документи. Технологічні: маршрутну і операційну карти, карту ескізів, технологічні інструкції, карту технологічного (типового) процесу, карту типової операції, технологічний регламент.

Експертизі можна піддавати і інші документи, наприклад, методики виконання вимірювань, науково-технічні звіти, сповіщення про зміни документації, в яких встановлені норми точності або містяться відомості про методи і засоби вимірювань, карти технічного рівня і якості продукції і та ін.

Конкретні види конструкторських і технологічних документів, підлягаючи експертизі або контролю, повинні бути встановлені залежно від виду виробів і характеру виробництва в галузевих стандартах, стандартах підприємства і наказах по підприємству (організації). Як правило, метрологічній експертизі піддають технічні умови, програми і методики випробувань, креслення, інструкції і карти технологічних процесів, а також деякі види експлуатаційних і ремонтних документів.

При організації метрологічної експертизи важливо правильно встановити підрозділ підприємства (організації), на яке буде покладено проведення даної роботи. Експертизу конструкторської і технологічної документації повинні здійснювати підрозділи метрологічної служби підприємств (організацій), конструкторські, технологічні та інші підрозділи, розробляючи документацію, а також служби стандартизації під методичним керівництвом метрологів.

Залежно від специфіки галузі підприємства цю задачу вирішують по-різному. Найчастіше метрологічну експертизу здійснюють силами метрологічної служби підприємства або базової організації. Така форма проведення метрологічної експертизи підвищує авторитет метрологічної служби на підприємстві та дозволяє накопичувати і обробляти дані про конструкторські рішення і їх метрологічне забезпечення як у виробництві, так і при експлуатації, про атестовані методики контролю і випробувань та ін.

У ряді галузей метрологічну експертизу технічної документації виконують фахівці тих підрозділів, де її розробляють (при цьому

метрологічна служба здійснює контроль і методичне керівництво проведенням експертизи). Експертів призначають (уповноважують) наказами по підприємству, їх діяльність повинна бути регламентована стандартом підприємства або відповідною інструкцією (положенням). Такий порядок доцільний при великих об'ємах документації, що підлягає експертизі, при відносно невеликій чисельності працівників метрологічної служби підприємства, а також, якщо документація не підлягає передачі з відділів. У останньому випадку відділ головного метролога також може проводити метрологічну експертизу технічної документації на особливо відповідальні вироби і на нестандартизовані ЗВТ, які розробляються на підприємстві. В окремих випадках конструкторська і технологічна документація на нестандартизовані ЗВТ, а також технічні завдання підлягають метрологічній експертизі в головних і базових організаціях метрологічної служби і в органах Держстандарту України.

Своєчасність планування метрологічної експертизи виконує важливу роль. Причому можуть бути складені або окремі плани проведення експертизи, або вона передбачається в планах розробки документації (з вказівкою термінів і осіб, які проводять експертизу).

При окремому плануванні конструкторські і технологічні підрозділи подають в метрологічну службу пропозиції по переліку найважливішої технічної документації, належній метрологічній експертизі з обґрунтуванням її необхідності. Ці пропозиції приймають та складають річний графік проведення метрологічної експертизи, який затверджує керівництво підприємства.

У графіку повинні бути вказані: тип виробу (продукції), вид документації, етапи її розробки, підрозділ, що представляє документацію на експертизу, термін її пред'явлення, терміни проведення експертизи з врахуванням цінності, складності, об'єму і інших особливостей документації.

Відповідальність за повноту і своєчасність представлення документів на експертизу покладається на керівників підрозділів – розробників документації.

Облік документації, що пройшла метрологічну експертизу, а також зауваження по її результатах, ведуть в спеціальних журналах (рекомендуються окремі журнали для конструкторської і технологічної документації). У журналах вказують найменування і

позначення виробу, комплект документів, найменування відділу (організації) – розробника, дату її візування, посаду і прізвище експерта, а також результат експертизи. До журналу може бути доданий список зауважень і пропозицій експерта. Експерт може вносити в перевірені документи спеціальні відмітки про помічені помилки. Ці замітки зберігаються до підписання оригіналів і знімаються експертом при візуванні документації.

Конструкторську і технологічну документацію, яка пройшла метрологічну експертизу без зауважень (або відкоректовану документацію), експерт візує на полі для підшивання першого або головного листа документації.

Результати метрологічної експертизи, по яким потрібне оформлення змін технічної документації або розробка заходів щодо підвищення ефективності метрологічного забезпечення, а також результати метрологічної експертизи технічної документації, що поступила від інших організацій та підприємств, висловлюються в експертному висновку.

Метрологічна служба щорічно здійснює систематизацію підсумків метрологічної експертизи, аналіз впливу робіт на техніко-економічний ефект діяльності підприємства, науково-технічний рівень технічної документації, що розробляється та випускається. Узагальнені дані оформляють у вигляді звіту про заходи щодо подальшого вдосконалення метрологічного забезпечення виробництва, НДР і ДКР. Реалізація особливо важливих заходів, розроблених на основі аналізу, здійснюється у відповідності з наказом керівництва підприємства.

6.3 Обробка результатів реєстрації спостережень

В основу обробки результатів реєстрації малого числа спостережень покладені наступні допущення і припущення:

1. Результати реєстрації спостережень або вимірювань n випадків реалізації досліджуваного явища по кожному параметру розглядаються, як n реалізацій випадкових подій X_r , випадкової змінної X і упорядковуються в послідовність:

$$X_1 \leq X_2 \leq \dots \leq X_r \leq \dots \leq X_n; \quad -\infty < X_r < \infty, \quad 1 \leq r \leq n \quad (6.1)$$

2. Кожне X_r , у свою чергу, розглядається, як випадкова величина, що має статистичні властивості, які її відображують: густина розподілу $f(X_r)$ і інтегральний закон розподілу $F(X_r)$. Інакше кажучи, передбачається, що теоретично існує можливість необмежено великої кількості повторень серії по n дослідів і після кожного випадку реалізації n випробувань будується послідовність (8.1).

3. Існує єдина апіорі невідома монотонно зростаюча функція $Y = F(X)$, що повністю і однозначно відображає всі статистичні властивості випадкової змінної X . Це означає, що для будь-якої послідовності (8.1) існує єдина апіорі невідома послідовність:

$$Y_1 \leq Y_2 \leq \dots \leq Y_r \leq \dots \leq Y_n; 0 \leq Y_r \leq \infty \quad (8.2)$$

Передбачається, що функція $Y = F(X)$ гладка, безперервна і має в кожній точці числової осі позитивну похідну:

$$f(X) = \frac{d}{d(X)} F(X) = \frac{d(Y)}{d(X)}; 0 \leq f(x) \leq \infty. \quad (8.3)$$

4. Замість звичайно застосовуваних при обробці статистичних даних припущень про те, що дійсний ІЗР описується єдиною можливою функцією сходинкою:

$$F_r^* = \left\{ \begin{array}{l} 0 \text{ при } X \leq X_1 \\ r/n \text{ при } X_r < X \leq X_{r+1} \\ 1 \text{ при } X > X_r \end{array} \right\}, \quad (8.4)$$

або припущень про те, що $F^*(X)$ апіорі відомий, як експоненціальний, нормальний або інший добре вивчений інтегральний закон розподілу (ІЗР), вводиться нове припущення.

Передбачається, що при будь-якому кінцевому n існує вся множина можливих ІЗР, що відповідають умові (8.2), причому апіорі, до початку реєстрації дослідів, всі ІЗР $Y = F(X) \in Y$ і вважаються такими, що рівноймовірно мають право на реалізацію. У міру накопичення результатів реєстрації ймовірність реалізації різних ІЗР міняється і при $n \rightarrow \infty$, тільки для одного істинного ІЗР приймає значення рівне одиниці. Для всіх інших ІЗР у міру збільшення n , ймовірність їх реалізації прагне до нуля.

На підставі припущення (8.4) в розгляд вводяться функції густини ймовірності ІЗР, ймовірності ІЗР і відомі точкові оцінки

(математичне очікування, дисперсія, мода та ін.). Точкові оцінки a_r при кожному r приймаються за значення істинного ІЗР в точках послідовності (8.1). Надалі послідовність чисел:

$$a_1 \leq a_2 \leq \dots \leq a_r \leq \dots \leq a_n; 0 \leq a_r \leq 1 \quad (6.5)$$

розглядається як основа для вивчення похибки побудови істинного ІЗР для кожного r і будь-якого кінцевого n .

Задача статистичної обробки результатів реєстрації малого числа спостережень або випробувань розбивається на два етапи.

На першому етапі у кожному конкретному випадку відшукується оптимальна в тому або іншому значенні послідовність (6.5), і будується оптимальний для даного випадку ІЗР. На другому етапі, по побудованому ІЗР, аналізуються статистичні властивості послідовності (6.1), у тому числі і збіжність по відношенню до якого-небудь добре вивченого ІЗР.

Геометрично припущення (6.4) означає, що для послідовності (6.1) існує єдина і апіорі невідома точка Y_r , в якій функція $Y=F(x)$ перетинає нормаль, проведену в числовій осі у верхній напівплощині в точки X_r . Відстань від числової осі до точки перетину функції і r -ої нормалі позначатимемо $Y_{r,n}$. Для функції $Y^* = a_x$ внаслідок того, що положення точки a_r на нормалі фіксоване, відстань $Y_{r,n}^* = a_r$ також буде фіксованою.

Геометричним слідством припущення (6.4) є те, що до початку дослідів на висоті $Y_{r,n}$ через відрізок $dY_{r,n}$ проходить однакове число ІЗР у всьому діапазоні зміни $0 \leq Y_{r,n} \leq 1$.

Після реєстрації результатів n дослідів ІЗР математично немінуче перерозподіляється на підставі теореми 1.

Після реєстрації n дослідів або спостережень нормована міра кількості ІЗР, що перетинають відрізок r -ої нормалі $dY_{r,n}$ на висоті $Y_{r,n}$ визначається виразом:

$$q_{Y,r,n} = \frac{n!}{(r-1)!(n-r)!} Y^{r-n} (1-Y)^{n-r}. \quad (6.6)$$

Ця міра може бути також записана у вигляді:

$$q_{Y,r,n} = \frac{n!}{(r-1)!(n-r)!} [F(X)]^{r-1} [1-F(X)]^{n-r} f(X). \quad (6.7)$$

Зрозуміло, що для будь-якого r значення функції $q_{Y,r,n} \geq 0$ при будь-якому Y , оскільки $0 \leq Y \leq 1$. Можна показати також, що для будь-якого r :

$$Q_{r,n} = \int_{-\infty}^{\infty} q_{X,r,n} dX = \int_0^1 q_{X,r,n} dY = 1 \quad (6.8)$$

Тому природно назвати $q_{Y,r,n}$ густиною ймовірності розподілу ІЗР на нормалі $Y_{r,n}$ для r -го випробування в серії з n випробувань, якщо результати реєстрації цих випробувань впорядковані в послідовність (6.1).

Аналогічно вираз:

$$Q_{a,r,n} = \int_0^{a_r} q_{Y,r,n} dY, \text{ де } 0 \leq a_r \leq 1, \quad (6.9)$$

може бути названо ймовірністю перетину ІЗР r -ої нормалі на відрізьку $[0, a_{r,n}]$ для X_r -ої точки результатів реєстрації випробувань в серії з n випробувань.

Вираз (6.9) також може бути записаний, як функція X :

$$Q_{X,r,n} = \int_{-\infty}^{x_r} q_{X,r,n} dX, \text{ де } -\infty < X \leq X_r. \quad (6.10)$$

Введення в розгляд $q_{Y,r,n}$; $q_{X,r,n}$; $Q_{Y,r,n}$; $Q_{X,r,n}$ ускладнює дослідження. Проте така умова окупається тим, що на підставі виразів (6.4, 6.5, 6.8) і (6.9) при статистичному аналізі результатів реєстрації малого числа спостережень, ми дістаємо можливість використовувати потужній сучасний математичний апарат теорії ймовірності, викладений, узагальнений і розвинений в багатьох фундаментальних працях вітчизняних і закордонних авторів.

Розглянемо, наприклад, випадок $n=1$. Якщо невідомий ІЗР має вид монотонно зростаючої безперервної функції, і нами вибрано яке-небудь фіксоване значення $Y_{11}^* = a_{11}$, то цьому значенню на числовій осі відповідає тільки одна точка (апріорі також невідома) X_{01} .

Після проведення одного досліді буде зареєстрована одна з трьох взаємно виключаючих подій:

$$X_{11} < X_{01}; X_{11} = X_{01}; X_{11} > X_{01}.$$

Припустимо, що $Y_{11}^* = F^*(X_{01}) = a_{11} = \text{const}$.

Тоді похибка побудови ІЗР Δ_{11} визначиться після реєстрації результатів першого дослідження, як

$$\Delta_{11} = \left| F(X_{11}) - F^*(X_{11}) \right| = \begin{cases} a_{11} - Y & \text{при } X_{11} < X_{01} \\ 0 & \text{при } X_{11} = X_{01} \\ Y - a_{11} & \text{при } X_{11} > X_{01} \end{cases} \quad (6.11)$$

Розглядаючи Δ_{11} як випадкову величину, одержимо, що для всього введеного в розгляд множини ІЗР математичне очікування побудови ІЗР визначається з виразу:

$$M[\Delta_{11}] = \int_0^{a_{11}} (a_{11} - Y) q_{Y,11} dY + \int_{a_{11}}^1 (Y - a_{11}) q_{Y,11} dY = a_{11}^2 - a_{11} + \frac{1}{2}. \quad (6.12)$$

З (6.12) виходить, що $\min_{a_{11}} M[\Delta_{11}]$ буде одержаний при $a_{11} = \frac{1}{2}$ і не може бути менше 25%. Найбільше значення $M[\Delta_{11}]$ досягатиметься при $a_{11} = 0$ або при $a_{11} = 1$ і складе в цьому випадку 50%.

Дисперсія похибки побудови ІЗР $\delta^2[\Delta_{11}]$ після реєстрації результатів першого дослідження визначається з виразу:

$$\delta^2[\Delta_{11}] = \int_0^1 (a_{11} - Y)^2 dY = a_{11}^2 - a_{11} + \frac{1}{3}. \quad (6.13)$$

З (6.13) виходить, що найменша величина дисперсії похибки побудови ІЗР буде одержана, якщо також вибрати $a_{11} = \frac{1}{2}$ і вона складе в цьому випадку 1/12. Найбільшою дисперсією похибки побудови ІЗР буде, якщо вибрати $a_{11} = 0$ або $a_{11} = 1$, досягаючи в цих випадках 1/3.

Отже, якщо будь-який ІЗР до початку реєстрації дослідів рівноймовірний, то вже після першого дослідження, гіпотеза про те, що істинний ІЗР проходить через точку $\frac{1}{2}$, мінімізує дисперсію по-

хибки його побудови. Для найгірших гіпотез як математичне очікування, так і середньоквадратичне відхилення похибки побудови ІЗР перевершує мінімально можливе значення цих величин при $n=1$ рівно в два рази.

Мінімізація середньоквадратичного відхилення похибки побудови ІЗР.

По аналогії з розглядом, проведеним на початку розділу 6, одержимо, що в будь-якому r -му X -перетині ймовіра дисперсія похибки побудови ІЗР після реєстрації результатів n дослідів визначається:

$$\delta^2[\Delta_{a,r,n}] = \int_0^1 (ar - Y)^2 q_{Y,r,n} dY. \quad (6.14)$$

Розкриваючи (6.14) і проаналізувавши одержаний вираз, доведемо справедливість.

Дисперсія похибки побудови ІЗР в r -му X -перетині ймовіра при даному n визначається виразом:

$$\delta^2[\Delta_{a,r,n}] = \left[a_r - \frac{r}{n+1} \right]^2 + \frac{r(n-r+1)}{(n+1)^2(n+2)}, \quad (6.15)$$

і приймає мінімальне значення при умові:

$$\left[a_{r0} = \frac{r}{n+1} \right] \quad (6.16)$$

Підставляючи (6.16) в (6.15) одержимо, що мінімально можлива при фіксованому n середньоквадратична похибка побудови ІЗР $\delta_{r,n}$ визначиться:

$$\delta_{r,n} = \min_{a_r} \delta[\Delta_{a,r,n}] = \frac{1}{n+1} \sqrt{\frac{r(n-r+1)}{n+2}} \quad (6.17)$$

Найбільше значення середньоквадратичної мінімально можливої похибки побудови ІЗР при фіксованому непарному n буде досягнуте у середині інтервалу реєстрації змінної X при $r = \frac{n+1}{2}$:

$$\delta_{\frac{n+1}{2},n} = \max_r \min_{a_r} \delta[\Delta_{a,r,n}] = \frac{1}{2} \sqrt{\frac{1}{n+2}}, \quad (6.18)$$

а найменше при $r = 1$ і $r = n$

$$\delta_{1,n} = \delta_{r,n} = \max_r \min_{a_y} \delta[\Delta_{a_y,r,n}] = \frac{1}{n+1} \sqrt{\frac{n}{n+2}}. \quad (6.19)$$

Середнє значення мінімально можливого значення середньоквадратичної похибки побудови ІЗР при фіксованому n на всьому інтервалі ресстрації змінної X визначиться з:

$$\delta = \frac{1}{n} \sum_{r=1}^n \delta_{r,n} = \sqrt{\frac{1}{6(n+1)}} \quad (6.20)$$

(зсув оцінки не враховано).

На підставі (6.18) для отримання заданої середньоквадратичної похибки побудови ІЗР δ_3 вимагається зареєструвати результати не менше, ніж n_T дослідів:

$$n_T \geq \frac{1-8\delta_3^2}{4\delta_3^2} \quad (6.21)$$

При $\delta_3 = 10\%$ вимагається зареєструвати результати не менше, ніж 23 дослідів, тобто в 4,35 раз менше, ніж це витікає з нерівності Чебишева. При цьому, буде досягнуте значення математичного очікування похибки побудови ІЗР менше, ніж δ_3 .

$$M[\Delta_{1,23}] = M[\Delta_{23,2}] = 2,84\%$$

Введемо в розгляд різницю $K_{n,\delta}$ між найбільшим і найменшим значенням мінімально можливої середньоквадратичної похибки побудови ІЗР:

$$K_{n,\delta} = \frac{1}{2} \sqrt{\frac{1}{n+2}} - \frac{1}{n+1} \sqrt{\frac{n}{n+2}}; \quad (6.22)$$

$K_{n,\delta}$ має єдиний максимум, цілочислене значення якого досягається при ресстрації $n_{mr2} = 14$ дослідів. Отже, зона малих значень $1 \leq n_{mr2} \leq 15$ при мінімізації середньоквадратичної похибки включає зону малих значень n при мінімізації похибки побудови ІЗР по її математичному очікуванню ($1 \leq n_{mr1} \leq 11$).

6.4 Загальні принципи встановлення раціональної номенклатури контрольованих (вимірюваних) параметрів

Для встановлення раціональної номенклатури параметрів, що підлягають контролю при виготовленні і експлуатації виробів, конструктору (розробнику виробів), технологу (розробнику технологічних процесів їх виготовлення), або експерту (оцінюючому раціональність вибраної номенклатури) в загальному випадку необхідно мати в своєму розпорядженні наступну інформацію:

- 1) значення допусків (X_{Hi}, X_{Bi}) на належні контролю параметри (X_i);
- 2) числові характеристики розподілів значень параметрів в межах заданих допусків, при серійному виготовленні виробів – середніми значеннями X_i і середніми квадратичними відхиленнями B_{Xi} ;
- 3) видами законів розподілу значень параметрів;
- 4) дані про наявність кореляційних зв'язків між параметрами і значеннями попарних коефіцієнтів кореляції;
- 5) допустимі значення ймовірності помилок контролю, ($P_{дл}$).

Зазвичай, на стадії проектування виробів конструктор-розробник не має в своєму розпорядженні такої вичерпної інформації, зокрема він не має в своєму розпорядженні даних про види і характеристики законів розподілу значень параметрів, які залежать від технології виготовлення виробів, і, лише, маючи параметричну модель виробу, може приблизно судити про ступінь корелювання тих або інших його параметрів. Тому на цій стадії можливо здійснити лише наближені розрахунки (зробивши ряд спрощуючих допущень), які у міру накопичення статистичних даних можуть бути уточнені в процесі експертизи конструкторсько-технологічної документації.

Найпростіша реальна задача, рішення якої необхідне для раціонального вибору номенклатури контрольованих параметрів, виключення надмірних параметрів при розробці і експертизі нормативних документів, полягає в наступному: потрібно визначити ймовірність того, що якщо виміряне в процесі контролю виробу відхилення параметра $X_1(X_2)$ лежить у межах заданих допусків, то і значення параметра $X_2(X_1)$ також лежить в межах заданих для нього допусків.

Події, відповідні найменшому значенню цієї ймовірності визначаються нерівностями:

$$X_{H2}(X_{H1}) = X_2(X_1) = X_{B2}(X_{B1}) / X_1(X_2) = X_{H1}(X_{H2}) \quad ; \quad (6.23)$$

$$X_{H2}(X_{H1}) = X_2(X_1) = X_{B2}(X_{B1}) / X_1(X_2) = X_{B1}(X_{B2}) \quad , \quad (6.24)$$

що означає: відхилення параметра X_2 (або X_1) знаходиться в межах заданих допусків X_{H2} (або X_{H1}), X_{B2} (або X_{B1}), коли (за умови, що) виміряне відхилення іншого параметра X_1 (або X_2) лежить на нижній (1) або верхній (2) межах допусків.

Загальним принципом розв'язку вказаної задачі є визначення умовної ймовірності:

$$P_{11}(X_{H2} = X_2 = X_{B2} / X_1); P_{12}(X_{H2} = X_2 = X_{B2} / X_1 = X_{B2}) \quad , (6.25)$$

або

$$P_{21}(X_{H1} = X_1 = X_{B1} / X_2); P_{22}(X_1 = X_{H1} = X_{B1} / X_2 = X_{B2}) \quad . \quad (6.26)$$

Якщо отримані значення ймовірності P_{11} і P_{12} більші (або дорівнюють) допустимому значенню P_D , то доцільно здійснювати контроль лише параметра X_1 , не контролюючи параметр X_2 , тобто параметр X_2 із раціоналізованої номенклатури, виключається. Якщо P_{21} і P_{22} більше або рівне P_D , то виключається X_1 . Значення P_D може бути прийнято рівним $P_D = 1 - P_2$, де P_2 – ймовірність помилки контролю другого роду, яка залежить від прийнятих методу і засобів контролю параметра, що виключається.

Ймовірність помилки контролю першого роду виключеного параметра при цьому можна не враховувати, оскільки при виході значень залишеного контрольованого параметра за межі допусків, виріб вже буде забраковано.

Припустимо, що сумісний розподіл значень X_1, X_2 підкоряється нормальному закону розподілу, тоді умовні розподілення значень X_1, X_2 :

$$\begin{aligned} \phi(\tilde{O}_2 / \tilde{O}_1) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{\tilde{O}_2} \sqrt{1-r_1^2} 2\sigma_{\tilde{O}_1}^2}} X \cdot \\ \exp\left\{ \frac{1}{2(1-r_1^2)} \cdot \left(\frac{X_2 - \bar{X}_2}{\sigma^2} \right) - r_1^2 \frac{(X_1 - \bar{X}_2)}{\sigma_{X_1}} \right\}; \end{aligned} \quad (6.27)$$

$$\begin{aligned} \phi(\tilde{O}_2 / \tilde{O}_1) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{\tilde{O}_2} \sqrt{1-r_1^2} 2\sigma_{\tilde{O}_1}^2}} X \cdot \\ \exp\left\{ -\frac{1}{2(1-r_1^2)} \cdot \left(\frac{X_2 - \bar{X}_2}{\sigma^2} \right) - r_1^2 \frac{(X_1 - \bar{X}_2)}{\sigma_{X_1}} \right\} \end{aligned} \quad (6.28)$$

Отже, в даному випадку для аналізу надмірності номенклатури контрольованих параметрів необхідно оцінити наступні умови ймовірності: при $r_{12} > 0$ (позитивна кореляція):

$$D_{11}^+(\tilde{O}_{12} \leq \tilde{O}_2 / \tilde{O}_{11}) = 1 - \int_{-\infty}^{\tilde{O}_{11}} \phi(\tilde{O}_2 / \tilde{O}_{11}) dX_2 = 1 - \Phi\left(\frac{\tilde{O}_{11} - \bar{O}_2 - r_{12} \cdot \sigma_{X_2} / \sigma_{\tilde{O}_1} \cdot (\tilde{O}_{11} - \bar{O}_1)}{\sigma_{\tilde{O}_2} \sqrt{1-r_{12}^2}} \right) \quad (6.29)$$

Другу границю ($X_2 = X_{B2}$) опускаємо, оскільки ймовірність нерівності $X_2 > X_{B2}$ при $X_1 = X_{H1}$ і позитивному коефіцієнті кореляції дуже мала;

$$P_{11}^+(X_2 \leq X_H / X_1 = X_H) = 1 - \int_{X_H}^{\infty} \phi(X_2 / X_H) dX_2 = 1 - \Phi\left(\frac{\bar{X}_2 - X_{H2} + r_{12} \cdot \sigma_{X_2} / \sigma_{X_1} \cdot (X_H - \bar{X}_1)}{\sigma_{X_2} \sqrt{1-r_{12}^2}} \right); \quad (6.30)$$

$$\begin{aligned}
P_{11}^+(X_{H1} \leq X_1 / X_2 = X_{H2}) &= 1 - \int_{X_M}^{\infty} \phi_2(X_1 / X_{H2}) dX_1 = \\
&= 1 - \Phi \left(\frac{\bar{X}_{H1} - X_1 + r_{12} \cdot \sigma_{X1} / \sigma_{X2} \cdot (X_{H2} - \bar{X}_2)}{\sigma_{X1} \sqrt{1 - r_{12}^2}} \right); \quad (6.31)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
P_{22}^+(X_1 \leq X_{H2} / X_2 = X_{B2}) &= 1 - \int_{X_M}^{\infty} \phi_2(X_1 / X_{H2}) dX_1 = \\
&= 1 - \Phi \left(\frac{\bar{X}_1 - X_{H2} + r_{12} \cdot \sigma_{X1} / \sigma_{X2} \cdot (X_{H2} - \bar{X}_2)}{\sigma_{X1} \sqrt{1 - r_{12}^2}} \right). \quad (6.32)
\end{aligned}$$

Якщо $r_{12} < 0$ (негативна кореляція):

$$P_{11}^-(X_{H2} \leq X_2 / X_1 = X_{B1}) = 1 - \Phi \left(\frac{\bar{X}_{H2} - X_2 - r_{12} \cdot \sigma_{X2} / \sigma_{X1} \cdot (X_{B1} - \bar{X}_1)}{\sigma_{X2} \sqrt{1 - r_{12}^2}} \right); \quad (6.33)$$

$$P_{12}^-(X_2 \leq X_{B2} / X_1 = X_{H1}) = 1 - \Phi \left(\frac{\bar{X}_2 - X_{B2} - r_{12} \cdot \sigma_{X2} / \sigma_{X1} \cdot (X_{H1} - \bar{X}_1)}{\sigma_{X2} \sqrt{1 - r_{12}^2}} \right); \quad (6.34)$$

$$P_{21}^-(X_{H2} \leq X_1 / X_2 = X_{B1}) = 1 - \Phi \left(\frac{\bar{X}_{H1} - X_1 - r_{12} \cdot \sigma_{X1} / \sigma_{X2} \cdot (X_{B1} - \bar{X}_2)}{\sigma_{X2} \sqrt{1 - r_{12}^2}} \right); \quad (6.35)$$

$$P_{22}^-(X_1 \leq X_{B1} / X_1 = X_{H2}) = 1 - \Phi \left(\frac{\bar{X}_1 - X_{B1} - r_{12} \cdot \sigma_{X1} / \sigma_{X2} \cdot (X_{H2} - \bar{X}_2)}{\sigma_{X1} \sqrt{1 - r_{12}^2}} \right), \quad (6.36)$$

де $\hat{O}(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^t e^{-r^2/2} dt$ – нормована функція Лапласа.

Кожна з цих ймовірностей порівнюється з P_D . Якщо $D_{11}^+(D_{11}^-)$ та $D_{12}^+(D_{12}^-)$ більше P_D , то параметр X_1 є збитковим (так як з ймовірніс-

тю, більший P_D , виріб буде правильно признано придатним по цьому параметру X_1) і з раціональної номенклатури виключається; якщо $D_{21}^+(D_{21}^-)$ та $D_{22}^+(D_{22}^-)$ більше P_D то збитковим являється параметр X_2 .

В ряді випадків може виявитися, що всі ймовірності P_{11} , P_{12} , P_{21} , P_{22} більші P_D . Тоді питання про виключення того або іншого параметра з числа контрольованих розв'язується, виходячи з техніко-економічних міркувань. Наприклад, шляхом зіставлення складності або вартості процесів контролю.

Таблиця 6.1 – Значення X

| | | | | | | | | | | |
|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|
| ΔX_1 | 0,91 | -0,14 | 0,89 | 0,72 | -0,64 | 0,94 | -0,92 | 1,04 | -0,31 | -0,21 |
| ΔX_2 | -0,42 | 0,11 | 0,34 | 0,36 | -0,28 | 0,52 | -0,39 | 0,26 | 0,13 | -0,29 |
| ΔX_1 | 0,48 | 0,52 | -0,74 | -0,82 | 0,31 | 0,71 | -0,18 | -0,48 | 0,91 | 0,74 |
| ΔX_2 | 0,31 | 0,31 | -0,26 | -0,38 | -0,14 | 0,44 | 0,26 | 0,18 | 0,41 | 0,31 |
| ΔX_1 | 0,32 | 0,64 | -0,48 | -0,44 | 0,79 | 0,52 | 0,55 | 0,68 | -0,67 | -0,32 |
| ΔX_1 | 0,16 | 0,20 | -0,56 | -0,19 | 0,38 | 0,25 | 0,25 | 0,20 | 0,11 | -0,18 |

Обробка представлених даних дає наступні результати:

$$\bar{\Delta X}_1 = 0,17 \text{ мм}$$

$$\sigma_{\Delta X1} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{30} \Delta X_{1i} - \Delta \bar{X}_1}{29}} = 0,63 \text{ мм}$$

$$\bar{\Delta X}_1 = 0,17 \text{ мм}$$

$$\sigma_{\Delta X2} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{30} (\Delta X_{1i} - \Delta \bar{X}_1)^2}{29}} = 0,30 \text{ мм}$$

$$\tilde{r}_{12} = \frac{1}{30\sigma_{\Delta X_1}\sigma_{X_2}} = \sum_{i=1}^{30} (\Delta X_i - \Delta \bar{X}_1)(\Delta X_{2i} - \Delta \bar{X}_2) = 0,66$$

Розрахунок за формулами (6.8)...(6.10) при заданих допустимих відхиленнях

$$\bar{\Delta X}_{1D} = \pm 1\text{мм}, \Delta X_{2D} = \pm 0,5\text{мм}$$

$$D_{11}^+ = 0,9014$$

$$D_{12}^+ = 0,7690$$

$$D_{21}^+ = 0,66090$$

$$D_{22}^+ = 0,7014$$

В даному випадку при допускаємій ймовірності помилки контролю другого роду $D_2 \leq 25\%$ параметр X_2 (циліндричність трубки) є надлишковим та з раціоналізованої номенклатури контрольованих параметрів його слід виключити.

Розглянутий метод можна узагальнити на будь-які форми завдання допусків.

РОЗДІЛ 7 МЕТРОЛОГІЧНІ АСПЕКТИ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ЯКОСТІ РОБОТИ ПРИСТРОЇВ І СИСТЕМ

7.1 Зміст метрологічного забезпечення

Досвід показує, що рішення більшості завдань, пов'язаних з машинним проектуванням, технологією, експериментом, як у наукових дослідженнях, так і на виробництві сполучено з більшими зусиллями по обґрунтуванню вірогідності інформації, точності вимірів і поданні правильності отриманих результатів. Все це змушує приділяти велику увагу прикладної метрології, що представляє собою науково-технічну дисципліну, що опирається на фундаментальну метрологію, приладобудування й комплекс практичних заходів щодо метрологічного забезпечення.

Техніка нерозривно пов'язана з експериментом: дослідницьким, виробничим (переважно технологічним) і контрольним для визначення якості продукції. Кожний вив експерименту вимагає застосування певних правил і технічних засобів. У результаті експерименту одержують інформацію, що використовується для прийняття організаційно-технічних рішень по керуванню технологічними процесами, машинами, складними системами й т. п.

Аналіз виробництва показує, що в цей час виникла необхідність перегляду прийомів метрологічного забезпечення, уточнення основних понять метрології й розгляди метрології як науково-технічної дисципліни. Як я вже відзначав, отримані об'єктивної вимірjuвальної інформації, що забезпечує вірогідність і порівнянність виконуваних вимірів, вироблених у різних умовах і розосереджених у просторі й часі, вирішує наука, називана метрологією. Головним у метрології є розробка методів і засобів, що забезпечують єдність і визначальну точність операцій вимірів.

При цьому операція виміру, що вважається основної (єдиної) серед всіх інформаційно-пізнавальних операцій, повинна бути доповнена операціями контролю й випробувань.

Наслідку, що впливають із закону розвитку науки, свідчать про залежності темпів наукового й технічного розвитку від прогресу в області вимірів. Багато навчань указували на необхідність введення міри, у якій «з'єднані абстрактно виражені якість і кількість».

У свій час М. В. Ломоносов дав чудову характеристику точних наук з погляду їхнього додатка до метрології.

У нашій країні щодня виробляються десятки мільйонів вимірів, які необхідні для одержання нових знань, створення нової техніки, керування машинами й системами, прийняття обґрунтованих технічних рішень.

Метрологія виникла в далекій давнині й пройшла великий шлях розвитку. Багато положень метрології узаконені міжнародними конвенціями й діють у вигляді стандартів у рамках окремих держав. Це приводить до певного консерватизму основних положень метрології, виправданих з погляду існування стабільної системи метрологічного забезпечення. У той же час метрологія не є застоюючою дисципліною й для неї характерний високий динамізм розвитку.

Більша заслуга в становленні метрології належить Д. І. Менделєєву, що нерозривно зв'язував метрологічні проблеми з потребами науки й практики, зокрема із промисловістю, що розвивається в ті роки, зручностями користувачів метрологічних засобів і економікою. Він говорив, що наука починається там, де починають вимірювати. Точна наука немислима без точних вимірів.

У сучасних умовах метрологічне забезпечення придбало вид науково-технічної й організаційної діяльності наукових установ і виробничих; підприємств, адміністративних органів і окремих фахівців, спрямованої на досягнення єдності й необхідної точності: вимірів – контролю й випробувань, підтримка парку контрольно-вимірювальних засобів, засобів наукового приладобудування й технологічного встаткування у виправленому стані.

Метрологічне забезпечення регламентується ДСТУ, декретами й законами України, міжнародними угодами. Метрологічне забезпечення можна тлумачити як у широкому, так і у вузькому змісті відбиваючи наукову й практичну частини метрології.

У широкому змісті метрологічне забезпечення розглядається як область, що охоплює теорію, методи, засоби й організаційні правила забезпечення єдності й точності вимірів, контролю й випробувань із метою забезпечення високої ефективності виробництва, експлуатації технічних об'єктів і вірогідності наукового експерименту.

У вузькому змісті під метрологічним забезпеченням розуміють роботу метрологічних служб, а іноді й роботи із проведення високоточних вимірів, створення спеціальних контрольно-вимірювальних і іспитових пристроїв конкретного застосування. Структуру метрологічного забезпечення можна представити в наступному вигляді:



Рисунок 7.1. Структура метрологічного забезпечення

Нормативно-правовою основою метрологічного забезпечення досліджень, виробництва й експлуатації всіх видів техніки, засобів вимірів і контролю служать стандарти, що встановлюють систему одиниць фізичних величин, метрологічні характеристики, єдині методи вимірів, контролю й випробувань.

В основі операцій вимірів, контролю й випробувань багато загального – одержання інформації про об'єкт у результаті фізич-

ного експерименту. Їхнє розходження визначається цілями й формою проведеного експерименту. При вимірі одержують кількісне (числове) значення q вимірюваної величини Q у певних одиницях виміру V з погрішністю δ (іноді вводять показник точності $\frac{1}{|\delta|}$), тобто $Q=q \cdot V \pm \delta$.

При контролі знаходять якісне значення характеристики Q , виражаючи її ступінь приналежності деякому полю допуску X , тобто подія QE . Якість результатів контролю характеризується помилками 1-го й 2-го ряду – ризиком здачі (придатністю) і ризиком забракування (дефектністю). При випробуваннях об'єкта в умовах, близьких до реальних, устанавлюється ступінь його відповідності заданим вимогам.

Випробування містять у собі операції: вимірив, контролю й відновлення.

Загальнодержавна система метрологічного забезпечення координується Держстандартом. Вона безупинно вдосконалюється на основі довгострокових програм і щорічних державних планів в області стандартизації й метрології, що включають фундаментальні й пошукові дослідження, науково-технічні роботи й організаційні заходи.

Необхідні рівні точності, продуктивності й вартості вимірів досягаються раціональним вибором інформативних параметрів, допусків (норм) і характеристик погрішностей, а також періодичності повірки технічних засобів. Висока ефективність системи метрологічного забезпечення якості продукції не може бути отримана без правильного вибору операцій вимірів і контролю по етапах технологічного процесу використання мінімального набору контрольно-вимірювальних модулів, що забезпечують агрегування технічних засобів. Застосування ЕОМ, і припустимого співвідношення ризиків замовника й постачальника. У зв'язку зі складністю й високою вартістю метрологічного забезпечення якості продуктів, що випускають, прибігають до рішення завдання оптимізації метрологічного забезпечення за економічними критеріями. Як узагальнені критерії можуть бути використані: дохід (прибуток), принесений виробництвом, і втрати (витрати) від невірогідності контрольно-

вимірювальних засобів. Так, сумарні витрати на метрологічне забезпечення можуть бути представлені:

$$L_m = \underbrace{\sum_{M=1}^M P(I_\mu) L = (I_\mu)}_{L_1} + \underbrace{\sum_{\eta} L \left(\begin{matrix} I_\mu \\ S_\eta \end{matrix} \right) \sum_{M=1}^M P \left(\begin{matrix} I_\mu \\ S_\eta \end{matrix} \right)}_{L_2}$$

де M – число видів інформації, отриманих за допомогою ЗВТ;

N – число станів контролюючих об'єктів, $P(I_\mu)$ – імовірність видачі ЗВТ інформації M -го виду;

$P(I_\mu / S_\eta)$ – імовірність видачі ЗВТ інформації μ -го виду, коли стан об'єкта S належить η -му класу; $L_0(I_\mu)$ – витрати на метрологічне забезпечення для одержання інформації M -го виду (у грн.); $L(I_\mu / S_\eta)$ – втрати, викликані видачею ЗВТ інформації M -го виду, коли стан об'єкта перебуває в η -м класі (у грн.)

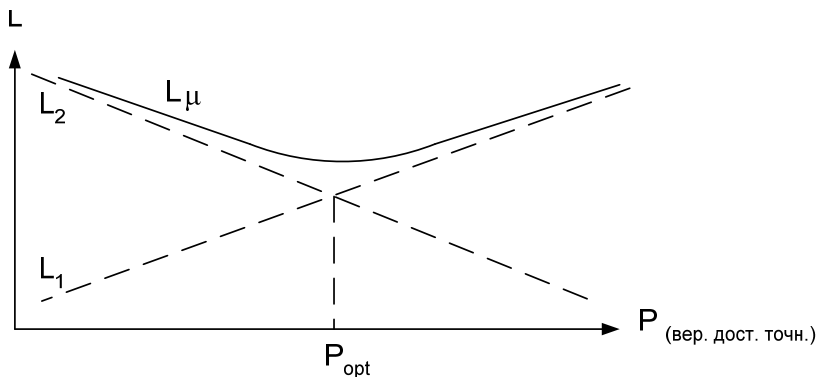


Рисунок 7.2. Характер складових витрат і втрат при метрологічному забезпеченні (P -ймовірність досягнення вимог по точності)

Мінімум даної функції відповідає умові сумірності складових L_2 від застосування засобів метрологічного забезпечення й витрат на створення засобів метрологічного забезпечення (рис.7.2):

$$L_m = \bar{L}_1 + \bar{L}_2$$

7.2 Метрологічна надійність засобів вимірювальної техніки

Надійність – це властивість будь-якого виробу, в тому числі і таких складних пристроїв, якими є ЗВТ, зберігати протягом певного часу в установлених межах значення усіх параметрів, які характеризують його здатність виконувати потрібні функції відповідно до режимів і умов використання, технічного обслуговування, ремонтів, зберігання і транспортування. Надійність є складною характеристикою об'єкта, яка, в залежності від його призначення та умов використання, містить у собі ряд властивостей: безвідмовність, довговічність, ремонтпридатність та збереженість. Кожна з цих складових надійності може бути зображена у вигляді функції деякої випадкової величини, яка має часову розмірність.

Комплексні показники надійності такі:

– коефіцієнт готовності K_G , тобто ймовірність того, що об'єкт виявиться готовим до роботи в будь-який момент, крім запланованих періодів, протягом яких його використання за призначенням не передбачається;

– коефіцієнт оперативної готовності K_{OG} , тобто ймовірність того, що об'єкт виявиться готовим до роботи в будь-який момент, крім запланованих періодів, протягом яких його використання за призначенням не передбачається і, починаючи з цього моменту, він буде працювати безвідмовно протягом заданого інтервалу часу;

– коефіцієнт технічного використання $K_{ТВ}$ – це відношення математичного очікування проміжків часу перебування об'єкта у стані готовності до роботи за деякий період експлуатації до суми математичних очікувань проміжків часу перебування об'єкта у стані готовності його роботи, простоїв, обумовлених технічним обслуговуванням, ремонтом за той же період експлуатації;

– коефіцієнт запланованого використання $K_{ЗВ}$ – дорівнює частині періоду експлуатації, протягом якої об'єкт не повинен знаходитися на запланованому технічному обслуговуванні та ремонті;

– коефіцієнт зберігання ефективності $K_{ЗЕ}$, тобто відношення значення показника ефективності за визначену тривалість експлуатації до номінального значення цього показника, обчислено-

го за умови, що відмови об'єкта протягом того ж періоду експлуатації не виникають.

Надійність як властивість об'єкта впливає практично на всі його характеристики. Якщо розглядати надійність тільки з точки зору одержання від використовуваного засобу вимірювання вірогідної вимірювальної інформації, то очевидно, що найбільше значення серед виділених вище показників повинні мати коефіцієнти K_T , K_{OG} , K_{TB} , а якість вимірювальної інформації буде визначатись такими одиничними показниками надійності, як ймовірність, безвідмовність праці $P_{вр}$, середнє напрацювання до відмови T , середнє напрацювання на відмову $T_{но}$ та ін. При цьому під середнім напрацюванням до відмови будемо розуміти математичне очікування напрацювання ЗВТ до першої відмови, а під середнім напрацюванням на відмову – відношення тривалості та кількості праці відновлювального ЗВТ до математичного очікування числа його відмов протягом цього періоду.

Таким чином, одним із головних критеріїв, які визначають метрологічні властивості ЗВТ, є його безвідмовна робота.

Поняття відмови пов'язане з визначенням працездатності ЗВТ. Працездатність розуміємо як такий стан ЗВТ, при якому значення всіх параметрів, що характеризують здатність виконувати задані функції, відповідають вимогам нормативно-технічної та /або/ конструкторської документації. У такому випадку відмова ЗВТ – це подія, пов'язана з порушенням його працездатного стану.

При працездатному стані ЗВТ вимогами нормативно-технічної документації (НТД) серед інших нормуються його метрологічні характеристики, найважливішою із яких є нормоване значення похибки. Отже, серед інших причин відмови ЗВТ можна виділити причини, які призводять до виходу похибки з нормованого діапазону значень, а сам факт відмови в багатьох випадках є фактом виходу похибки ЗВТ за допустиму межу. У цьому розумінні під метрологічною надійністю будемо розуміти властивість РЗВТ зберігати значення похибки $\Delta_{зв}$ у межах допустимих значень $\pm\Delta$ протягом деякого часу t .

Як правило, похибка ЗВТ є його неприхованою характеристикою та визначається тільки у результаті спеціальних перевірок робіт.

Тому метрологічну відмову часто не вдається своєчасно діагностувати, а РЗВТ експлуатуються в неприцездатному стані. Така відмова в метрологічній практиці називається прихованою на відміну від неприхованої відмови (явної), яка діагностується відразу без залучення спеціальних засобів діагностики.

З урахуванням вищесказаного можна уявити ряд можливих станів ЗВ, які є вихідною моделлю при проведенні аналізу їх метрологічної надійності:

- 1 – ЗВТ працездатне й застосовується за призначенням;
- 2 – ЗВТ неприцездатне, але застосовується за призначенням (прихована відмова);
- 3 – ЗВТ працездатне й перевіряється;
- 4 – ЗВТ неприцездатне й перевіряється;
- 5 – ЗВТ знаходиться у черзі на ремонт;
- 6 – ЗВТ в ремонті.

На рис 9.3 зображена часова структура стану ЗВТ у процесі експлуатації. В основі даної моделі лежить фізичне явище прихованої відмови (перехід (1–2) та пов’язані з нею 6 можливих станів ЗВТ.

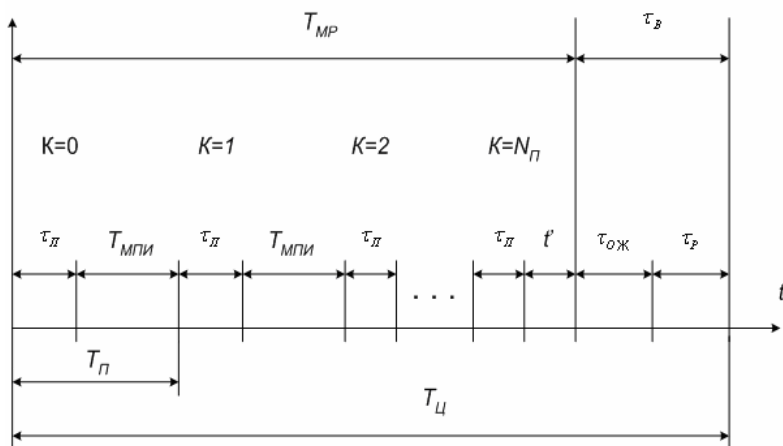


Рисунок 7.3. Часова структура стану ЗВТ у процесі експлуатації

Переходи 1–3 і 2–4 здійснюються планово, за графіком проведення періодичних перевірок з періодом $T_n = T_{mпи} + \tau_n$, де $T_{mпи}$ міжперевірочний проміжок; τ_n – тривалість перевірки.

$\tau_b = \tau_{ож} + \tau_p$ – математичне очікування часу відновлення ЗВТ в ремонті; N_n – математичне очікування номера останньої перевірки, що починається до закінчення інтервалу T_{mp} ; t' – математичне очікування інтервалу часу від моменту завершення останньої перевірки до закінчення інтервалу T_{mp} ; K – номер перевірки від початку циклу ЗВТ.

Перехід 3–4 аналогічний переходу 1–2. Перехід 3–4 здійснюється після завершення перевірки за умови, що не було прийнято помилкове рішення про наявність у ЗВТ прихованої відмови. У протилежному випадку спостерігається перехід 3–5. Аналогічно перехід 4–2 здійснюється, якщо через помилку (невиявлення відмови) користувачеві повертається ЗВТ з прихованою відмовою, у протилежному випадку – перехід 4–5 – прийняте вірне рішення.

Можна виділити два періоди, що повторюються протягом всього часу експлуатації ЗВТ:

1. Період безперервного знаходження в налагодженому стані T_p – математичне очікування проміжку часу між моментом повернення ЗВТ з чергового ремонту та моментом відправки до наступного ремонту:

$$T_{mp} = N_n + T_n + (N + 1)t'_{II} + t', \quad (7.1)$$

де N_n – число перевірок;

t' – математичне очікування проміжку часу від моменту завершення останньої перевірки N_n до моменту відправки ЗВТ на ремонт.

2. Період обслуговування ЗВТ ($t_{ож} + t_p$). Ці періоди визначають одиничний цикл існування ЗВТ:

$$T_{ц} = T_{mp} + \tau_{ож} + \tau_p, \quad (7.2)$$

де $\tau_{ож}$ – математичне очікування значення часу очікування ЗВТ в черзі на ремонт;

τ_p – математичне очікування часу відновлення ЗВТ у ремонті.

Метрологічна надійність ЗВТ тим вища, чим менша ймовірність появи прихованої відмови. Якщо виключити при аналізі метрологічної надійності ЗВТ раптові приховані відмови, що виникають внаслідок випадкових причин, тоді ймовірність знаходження похибки Δz у межах допустимих значень ($\pm \Delta$):

$P_M(t) = P\{-\Delta < \Delta_{зв} < \Delta; t\}$ буде визначати метрологічну надійність ЗВТ та виступати монотонною функцією часу (рис.7.2) Ймовірність P_M для деякого моменту може бути оцінена за формулою:

$$P_M(t_{\min}) \approx 1 - \frac{\sigma(t)}{\Delta\sqrt{2\pi}} = 1 - \lambda_M(t) \quad (7.3)$$

де $\sigma(t)$ – середнє квадратичне відхилення функції розподілу похибки;

$\lambda_M(t)$ – інтенсивність прихованих відмов ($\lambda_M = \frac{1}{T_c}$);

T_c – середнє напрацювання на приховані відмови.

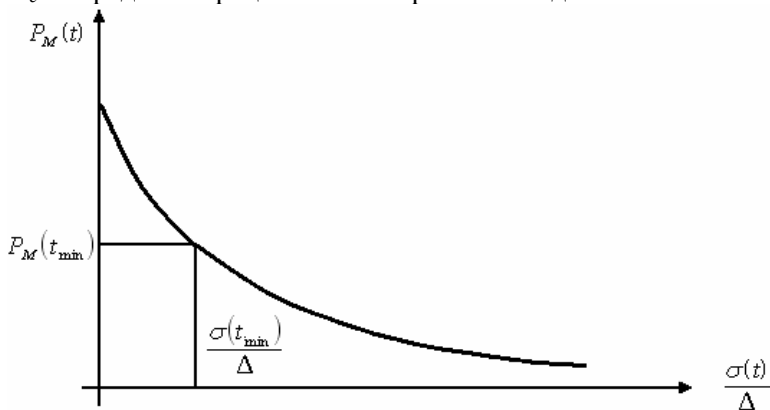


Рисунок 7.4. Залежність метрологічної надійності P_M від часу

Як бачимо із графіка рис.7.4, метрологічна надійність тим менша, чим довше експлуатується ЗВТ. Для запобігання виходу P_M за допустимі межі проводиться перевірка ЗВТ. Перевірка ЗВТ є виявленням органом метрологічної служби похибки та інших метрологічних характеристик і визнання придатності його до застосування.

Порядок та періодичність перевірки ЗВТ регламентуються НТД на різних рівнях державними та іншими стандартами або методичними вказівками. Важливі значення при цьому має визначення розміру МПП. Збільшення МПП призводить до зростання ймовірності виникнення прихованої відмови, зменшення – до зростання витрат на підтримання парку ЗВТ у метрологічно налагодженому стані. З цього боку, задачу визначення МПП можна сформулювати залежністю:

$$P_M(t_0) - P_{MД} = 0 \quad (7.4)$$

де $P_M(t_0)$ – ймовірність появи відмови за період t_0 ;

$P_{MД}$ – мінімальне значення метрологічної надійності, яке може бути допущене за умови використання ЗВТ (визначається з розрахунку на призначення ЗВТ).

Тоді залежність $P_M(t)$ з урахуванням рис.7.4 при наявності деякого числа перевірок N_n та заданих величин $P_{MД}$ може бути зображена у вигляді графіка рис.9.5. Для одного і того ж приладу збільшення кількості перевірок призводить до збільшення значення $P_{MД}$, так само як і зменшення значення $P_{MД}$ зменшує кількість перевірок (збільшується T_n).

Якщо вважати, що t_1, \dots, t_6 – час перебування ЗВТ в одному з шести станів протягом одиничного життєвого циклу $T_{ц}$, то відношення:

$$P_{1..6} = \frac{t_{1..6}}{T_{ц}} \quad (7.5)$$

дозволить одержати ймовірність перебування ЗВТ в одному із шести можливих станів. На підставі цього можна визначити значення основних комплексних показників надійності, наприклад: коефіцієнт готовності

$$K_G = t_1 / \sum_1^4 t_i = P_1 / \sum_1^4 P_i \quad (7.6)$$

коефіцієнт технічного використання

$$K_{ТВ} = (t_1 + t_2) / T_{ц} = P_1 + P_2 \quad (7.7)$$

Враховуючи важливість для ЗВТ їх метрологічної надійності, введемо коефіцієнт вірогідності показання ЗВТ:

$$K_B = t_1 / (t_1 + t_2) = P_1 / (P_1 + P_2) \quad (7.8)$$

Стан ЗВТ, крім наведених вище показників, характеризується також якістю їх метрологічного обслуговування:

α_n – ймовірність хибної діагностики прихованої відмови при перевірці;

β_n – ймовірність незнаходження прихованої відмови при перевірці;

β_p – ймовірність повернення ЗВТ із ремонту з прихованою відмовою (передбачається, що з явною відмовою ЗВТ з ремонту не повертається).

Як правило, при експлуатації ЗВТ потрібно визначити залежність часу напрацювання ЗВТ на ремонт T_p , коефіцієнта готовності K_G та коефіцієнта вірогідності K_B від часу напрацювання на явну відмову $T_я$, часу напрацювання на приховану відмову T_c та міжперевірочного проміжку T_n при заданих значеннях ймовірності присутності прихованих відмов у ЗВТ після ремонту P_{cp} , ймовірності правильної діагностики при перевірці P_n .

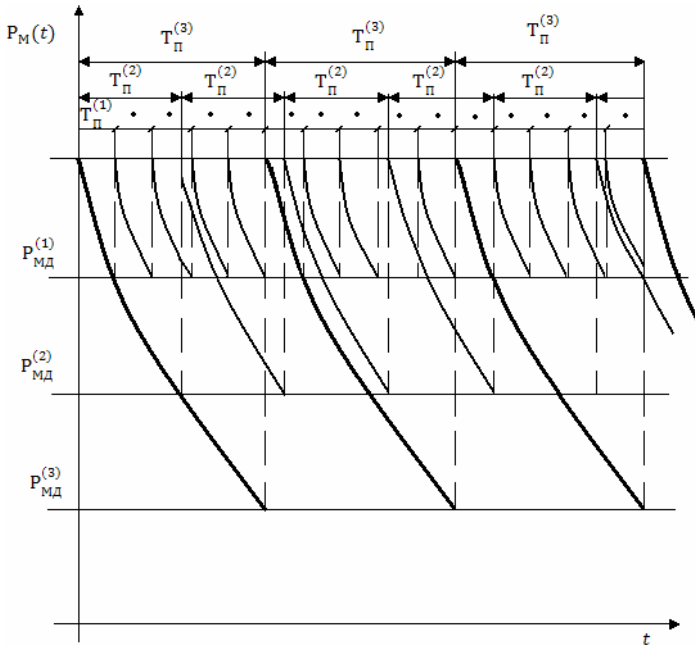


Рисунок 7.5. Зміна метрологічної надійності ЗВТ при проведенні проміжних перевірок

7.3 Розрахунок метрологічної надійності ЗВТ

При організації експлуатації ЗВТ прагнуть до того, щоб вони були працездатними і постійно готовими до застосування. Інакше кажучи, необхідно, щоб ЗВТ мали максимально можливий коефіцієнт стаціонарної, а ще краще – оперативної готовності.

Перш ніж сформулювати задачу пригадаємо необхідні визначення.

Засоби виміральної техніки (ЗВТ) – пристрій, або частина іншого пристрою, який здатний вимірювати фізичні величини (довжину, силу, масу, час та ін.). Принциповими складовими частинами ЗВТ є: чутливий до вимірюваної величини елемент та шкала для відображення показників – наслідків вимірювання.

В силу свого фізичного старіння ЗВТ зазнає відмов явних і прихованих.

Явна відмова діагностується без залучення спеціальних засобів діагностики: ввімкнули – не працює.

Прихована відмова зовнішньо себе не виявляє, проте покази шкали ЗВТ не відповідають дійсності.

Для кількісного опису характеристик надійності ЗВТ використовують такі показники.

Коефіцієнт готовності K_T – ймовірність того, що за заданий проміжок часу не виникне явна відмова. Проміжок часу визначається часом від початку експлуатації, або від моменту повернення з ремонту до моменту відправлення ЗВТ на черговий ремонт з причини явної відмови.

Коефіцієнт вірогідності K_B – ймовірність того, що за деякий час не виникне прихованої відмови.

Час напрацювання на явну відмову $T_{\text{я}}$ – математичне очікування проміжку часу, за який виникає хоча б одна явна відмова.

Час напрацювання на приховану відмову $T_{\text{с}}$ – математичне очікування проміжку часу, за який виникає хоча б одна прихована відмова.

Час напрацювання на ремонт $T_{\text{рем}}$ – математичне очікування проміжку часу від моменту відновлення ЗВТ після попереднього ремонту до моменту здачі ЗВТ на наступний ремонт незалежно від причин.

Таким чином, для реалізації можливості вимірювань спочатку потрібно забезпечити деяке наперед задане значення коефіцієнта

готовності. Для проведення достовірних вимірювань потрібно забезпечити деяке наперед задане значення коефіцієнта вірогідності.

Для досягнення вказаної мети відповідно проводяться планово-попереджувальні ремонти (ППР) та періодичні перевірки. ППР – це ремонт, який проводиться періодично за планом незалежно від фактичного стану ЗВТ. Його метою є забезпечення заданого коефіцієнта готовності.

Перевірка ЗВТ – періодичні планові роботи в порівнянні показів ЗВТ з еталонною шкалою (еталонною мірою вимірювальної величини) для виявлення прихованих відмов та прийняття рішення про здачу ЗВТ у ремонт. Метою перевірок є забезпечення заданого коефіцієнта вірогідності.

Зрозуміло, що внаслідок перевірки може бути прийняте рішення про здачу на ремонт, а ремонт проводиться для ліквідації несправностей, тобто для відновлення ЗВТ, отже, проведення перевірочних робіт впливає і на коефіцієнт готовності.

Сформулюємо тепер завдання надійнісних показників ЗВТ.

Потрібно визначити залежність часу напрацювання на ремонт $T_{\text{рем}}$, коефіцієнта готовності K_G та коефіцієнта вірогідності K_B від величин: напрацювання на явну відмову $T_{\text{я}}$, напрацювання на приховану відмову $T_{\text{с}}$ та міжперіодичного проміжку $T_{\text{п}}$ при заданих значеннях:

$P_{\text{ср}}$ – ймовірність наявності прихованих відмов у ЗВТ після ремонту;

$P_{\text{д}}$ – ймовірність правильної діагностики при перевірці. При цьому завдання необхідно виконувати, передбачуючи справедливість експоненціального закону розподілу ймовірностей усіх видів відмов, а також розглянувши випадок без проведення ППР.

7.4 Збір і аналіз статистичних даних про метрологічну надійність ЗВТ

Відповідно до положень, прийнятих при побудові моделей метрологічного обслуговування ЗВТ, при перевірці ЗВТ може бути визнано придатним до подальшої експлуатації, тобто справним, або в ньому може бути зафіксована прихована відмова. У першому випадку ЗВТ відправляють користувачеві або в обмінний фонд, а в другому – у ремонт. Оскільки результат перевірки фіксується в обліковій картці

ЗВТ (або може бути зафіксований), виникає задача про використання цієї інформації для уточнення надійнісних характеристик ЗВТ.

Актуальність такої задачі очевидна: крім того, що уточнення надійнісних характеристик сприяє покращенню якості МО ЗВТ, паралельно вирішується більш загальна задача – аналіз закономірності зміни надійнісних характеристик ЗВТ з часом у процесі їхньої експлуатації за весь термін служби. Це дозволило б класифікувати ЗВТ з врахуванням динаміки їх надійнісних характеристик, що, безумовно зіграло б чималу роль при проектуванні ЗВТ й у поліпшенні їхньої надійності.

Розв'язання поставленої задачі може бути розглянутий з двох точок зору: теоретичної й організаційно-впроваджувальної.

Теоретичний аспект рішення задачі про збір і аналіз даних та уточненні надійнісних характеристик ЗВТ складається з розробки формальних правил – алгоритмів динамічного коректування таких основних надійнісних характеристик ЗВТ, як напрацювання на приховану і явну відмови. З формальної точки зору, рішення цієї задачі труднощів не викликає.

Нехай на підприємстві є достатня кількість однакових ЗВТ, що однаковий час і в однакових умовах знаходяться в експлуатації.

Припустимо, що в інтервалі часу $\tau < T_{\text{сл}}$ де $T_{\text{сл}}$ – термін служби ЗВТ цієї групи, з N одиниць ЗВТ в n_c зафіксована прихована відмова і n_y відправлені на ремонт через явну відмову. Тоді оцінками поточних значень напрацювання на явну і приховану відмови будуть:

$$T_y = \frac{N\tau}{n_y} \quad \text{та} \quad T_c = \frac{(N - n_y)\tau}{n_c} \quad (7.9)$$

Єдині труднощі на цьому кроці міркувань – вибір значень величин T_y й T_c , від чого залежить точність їх визначення. Відносні помилки у визначенні значень відповідно оцінюються:

$$\delta T_y = \frac{1}{n_y}, \quad \delta T_c = \frac{1}{n_c} \quad (7.10)$$

Це асимптотичні оцінки три $n_y \gg 1$ і $n_c \gg 1$. Але в виразах (9.9) спостерігається тенденція: чим більша точність у визначенні T_c і T_y повинна бути отримана, тим більше повинен бути інтервал

$N\tau$, тому що вища буде ймовірність появи відмов за даний час і, відповідно, більш високими будуть значення n_y й n_c .

Однак реалізувати механізм динамічного оцінювання поточних значень T_c і T_y відповідно до формул (7.9) досить складно. Крім організаційних складностей, пов'язаних з постійним перерахуванням цих значень, існують і обмеження на кількість N однотипних ЗВТ, які експлуатують однаковий час і при тих самих умовах. Далеко не на всіх підприємствах є достатня кількість N таких ЗВТ, щоб виконувалася умова $\tau \ll T_{сл}$.

Для цього треба або не розрізняти ЗВТ за умовами експлуатації, або в явному виді збільшувати τ , через що результати стануть більш грубими, й в остаточному підсумку втратиться зміст динамічного коректування T_c і T_y .

Виходом з такого положення є застосування підсистеми, що враховує результати перевірочних робіт і реєструє відмови в АСУ «Метролог» (автоматизована підсистема збору і аналізу статистичних даних по відмовах ЗВТ). Що стосується постійних перерахунків, то вони виконуються автоматично за допомогою ЕОМ під час реєстрації відмов, тому що сама реєстрація здійснюється за допомогою програмних засобів АСУ «Метролог» на тій же ЕОМ. Отже, на фоні обліку невидимо для користувача ведеться збір статистичних даних, тобто організаційно задача вирішується. Залишається питання про вибір алгоритмів обробки статистичних даних.

При підготовці алгоритмів обробки статистичних даних по відмовах, у першу чергу варто виділити цілі їх використання. Однією з них є адаптивне підстроювання міжперевірочного проміжку до фактичного стану парку ЗВТ на даний момент часу. Адаптивне динамічне коректування міжперевірочного проміжку для кожного типу ЗВТ дозволяє підтримувати необхідний рівень показників надійності ЗВТ при мінімальних витратах на МО ЗВТ. При цьому не варто досліджувати залежність інтенсивності потоку відмов від часу, тому що на реальному виробництві в кожного ЗВТ є свій власний термін служби, що відрізняється від терміна служби інших ЗВТ. Так що підібрати однотипну групу ЗВТ з однаковим терміном служби, та ще в однакових умовах експлуатації в більшості випадків нереально. З іншого боку, для цілей підприємства це й не дуже потрібно. Адже для адаптивного коректу-

вання міжперевірочного проміжку важливі лише поточні значення характеристик надійності по обраній групі однотипних ЗВТ. При цьому більш важливими є умови експлуатації ЗВТ, а не індивідуальні терміни служби ЗВТ.

Таким чином, для кожної групи однотипних ЗВТ у кількості N шт., що перебувають в однакових умовах експлуатації завжди можна визначити початкові значення напрацювання на приховану і явну відмову – T_{co} й T_{yo} відповідно, а потім коректувати їх по мірі надходження відомостей про відмови. Припустимо тепер, що в деякий момент часу t_k в зазначеній групі ЗВТ фіксується прихована відмова. Попередня прихована відмова була зафіксована в момент часу t_{k-1} . Нехай також на момент часу t_{k-1} було зафіксоване напрацювання на приховану відмову $T_{c, k-1}$. Очевидно, що нове скоректоване значення $T_{c, k}$ може бути отримане із $T_{c, k-1}$ і $(t_k - t_{k-1})$. Припустимо тепер, що $T_{c, k-1}$ отримане як середнє по прихованій відмові. Для визначення нового значення $T_{c, k}$ також будемо використовувати n_c прихованих відмов, вводячи одну нову і виключаючи одну стару. Тоді для перерахування $T_{c, k-1} \rightarrow T_{c, k}$ може бути використаний очевидний вираз:

$$T_{c,k} = \frac{1}{n_c} (T_{c,k-1}(n_c - 1) + (t_k - t_{k-1})N) \quad (7.11)$$

Аналогічно для явних відмов маємо:

$$T_{я,k} = \frac{1}{n_c} (T_{я,k-1}(n_c - 1) + (t_k - t_{k-1})N) \quad (7.12)$$

Отримані вирази є основою для алгоритму реєстрації відмов, збору й аналізу статистичних даних про відмови. Незавжди помітити схожість виразів (9.9) і (9.11), (9.12). В останньому випадку в якості τ виступає величина $T_{я} n_{я} / N$ або $T_{c} n_c / N$. Таким чином, питання про вибір τ замінюється питанням про вибір значень n_c і $n_{я}$, по яких усереднюються фактичні значення інтервалів між відмовами. Питання про вибір n_c і $n_{я}$ не є простим і вимагає додаткових досліджень. Однак, якщо відома точність, з якою визначені паспортні значення T_c і $T_{я}$, тобто значення T_{co} і T_{yo} , які заносять спочатку в базу даних АСУ «Метролог», для значень n_c і $n_{я}$ можна рекомендувати наступні оцінки, що впливають із формули (7.10):

$$n_{\text{я}} = \frac{1}{\delta T_{\text{я}}} \quad \text{і} \quad n_{\text{с}} = \frac{1}{\delta T_{\text{с}}} \quad (7.13)$$

Відповідно до отриманих результатів з'являється можливість реалізувати алгоритм збору, аналізу й коректування даних про напрацювання на приховану і явну відмови ЗВТ. Для цього розглянемо файл бази даних АСУ «Метролог». Інтерес представляють наступні поля файлу індивідуальних характеристик:

D1 – дата реєстрації попередньої прихованої відмови;

D2 – дата реєстрації наступної прихованої відмови;

D3 – дата реєстрації попередньої явної відмови;

SZ – дата реєстрації наступної явної відмови.

У файлі збору статистичних даних у цьому випадку інтерес представляють поля:

TC – напрацювання на приховану відмову з паспорта ЗВТ, год.;

TQ – напрацювання на явну відмову з паспорта ЗВТ, год.;

GC – середня квадратична похибка визначення $T_{\text{с}}$ (відносна);

GQ – середня квадратична похибка визначення $T_{\text{я}}$ (відносна);

NW – відповідає величині $n_{\text{с}}$;

PI – поточне значення напрацювання на приховану відмову, год.;

NQ – відповідає величині $n_{\text{я}}$;

SQ – поточне значення напрацювання на явну відмову, год.

Алгоритм збору побудований на тому, що зазначені поля до моменту його виконання вже мають значення. Спочатку значення визначаються в момент заповнення форм вхідних документів при постановці ЗВТ на облік.

При постановці ЗВТ на облік можливі дві ситуації: коли однотипні ЗВТ з однаковими умовами експлуатації в базі даних відсутні або присутні.

У другому випадку значення полів *TC* і *TQ* беруть із паспорта ЗВТ, якщо в паспорті представлені окремо значення для напрацювання на приховану і явну відмови, то вони заносяться відповідно в базу даних (БД); інакше кажучи, якщо наведене загальне напрацювання на відмову, те це значення за рішенням фахівця-метролога або подвоюється, або без змін заноситься в поля *TC* і *TQ*, чи визначається за більш суворими методиками. Значення полів *GC* і *GQ* визначаються аналогічно. Якщо в паспортних даних для *GC* і *GQ* інформації немає, фахівець-метролог повинен

запропонувати експертні значення. У момент постановки ЗВТ на облік значення $TI=TC$, $SQ=TQ$ значення полів $D1=D2=D3=SZ$ дорівнюють поточній даті. Початкові значення для NW і NQ визначаються експертним шляхом:

$$NW \approx 1/GC \quad nNQ \approx 1/GQ \quad (7.14)$$

У першому випадку значення полів TC , GC , TQ , GQ , NW , SQ і NQ відомі і тому заноситься тільки дата постановки на облік: $D1=D2=D3=SZ$ дорівнює поточній даті.

Алгоритм збору статистичних даних побудований по принципу автоматичного внесення коректувань програмою реєстрації відмов і програмою введення звітів про результати перевірок. Оскільки назва програми є принципово діалоговою, то в алгоритмі збору статистичних даних повинні бути враховані особливості діалогового режиму.

Розглянемо алгоритм роботи програми реєстрації відмов. Тут маються на увазі явні відмови, тому що приховані реєструються при веденні звітів про перевірки. Надалі будемо вважати, що дата будь-якої відмови або перевірка задається форматом ГГГММДД, де ГГГГ – рік; ММ – номер місяця; ДД – число. Позначимо через D дату, коли реєструється відмова. Нехай ЗВТ, що відмовило має індивідуальний номер ІН і код умов експлуатації КА. У файлі індивідуальних характеристик повинен бути знайдений єдиний запис по ключі ІН. Реєстрація відмови можлива лише в тому випадку, якщо $D > SZ$ і $D \leq D_t$, де D_t – поточна дата. Відмова реєструється, якщо $SZ=D3$, тобто якщо всі попередні відмови оброблені і враховані в статистичних даних. Реєстрація зводиться до того, що фіксується дата відмови $SZ=D3$ і модифікований запис зберігається у файлі індивідуальних характеристик. Якщо $SZ > D3$, це означає, що зареєстрована попередня відмова не була оброблена програмою аналізу статистичних даних про відмови. У цій ситуації діалогова система пропонує виконати цю обробку. Відмова від обробки сприймається як відмова від реєстрації нової відмови ЗВТ. При підтвердженні необхідності виконати програму аналізу статистичних даних остання вибирає для конкретного ЗВТ його тип TS і код умов експлуатації КА з поточного запису. Далі по спеціальному ключі у файлі збору статистичних даних

вона відшукує єдиний запис, в якому коректується значення напрацювання на явну відмову SQ :

Скоректований запис зберігається. Потім для даного ЗВТ коректується запис:

$$D3 = SZ, \quad SZ = D, \quad (7.15)$$

і результати зберігаються у файлі індивідуальних характеристик. Описана процедура аналізу статистичних даних з наступним їхнім коректуванням виконується періодично (1 раз на місяць, тиждень, квартал, рік та ін.) у пакетному режимі для всіх ЗВТ, у яких $SZ > D3$. Але замість записів (7.8) застосовується вираз:

$$D3 = SZ \quad (7.16)$$

Все що було сказано про алгоритм програми реєстрації явних відмов, відноситься й до програми ведення звітів про перевірки, якщо результатом перевірки є виявлення прихованої відмови. Різниця буде лише в тому, що замість SZ треба брати $D2$, замість $D3-D1$, замість $SQ-TI$, замість $NQ-NW$.

Названі процедури являють собою адаптивний механізм коректування значень напрацювання на приховану і явну відмови ЗВТ підприємства, що враховує індивідуальні особливості експлуатації ЗВТ на цьому підприємстві.

7.5 Комп'ютерний синтез МО ЗВТ та автоматизація аналізу залежностей показників метрологічної надійності

Системи управління якістю продукції є основною частиною виробничого процесу і направлені не стільки на виявлення дефектів або браку в готовій продукції, скільки на перевірку якості виробу в процесі його виготовлення. Головними труднощами при аналізі виникнення дефектів та браку є мала вивченість властивостей і закономірностей виникнення явних і метрологічних відмов в ЗВТ, відсутність необхідного математичного апарату, а звідси хаотичність та недостатня достовірність інформаційних потоків про якість. Перераховані труднощі визначаються станом контрольно-виміральної техніки і недостатнім рівнем метрологічного забезпечення.

Робота метрологічної служби(МС) промислових підприємств направлена на вирішення задач з метрологічного обслуговування ЗВТ на стадії їх експлуатації. Оптимізація і автоматизація розв'язку задач МО ЗВТ полягає в виборі значень параметрів системи МО ЗВТ, які б забезпечували компроміс між втратами від виробництва бракованої продукції і витратами на МО ЗВТ, тобто в досягненні мінімуму загальних втрат виробництва.

Приведемо базові моделі процесу експлуатації і МО ЗВТ, які оперують ймовірністю знаходження ЗВТ в кожному з десяти можливих станів, при цьому розглядається тільки стаціонарний випадок. Диференціальне рівняння процесу переходу ЗВТ із одного стану в інший:

$$\frac{d}{dt} P = L \cdot P, \quad (7.17)$$

де $P = (P_1, P_2, P_3, \dots, P_{10})^T$ – вектор ймовірностей станів, L – матриця інтенсивностей переходів λ_{ij} ЗВТ з i -го в j -й стан (10×10).

Зміст станів наступний: P_1 – ЗВТ застосовується за призначенням, знаходячись в працездатному стані; P_2 – ЗВТ застосовується за призначенням з прихованою відмовою; P_3 – ЗВТ готується до відновлення, знаходиться в непрацездатному стані; P_4 – проводиться відновлення непрацездатного ЗВТ; P_5 – перевірка працездатного ЗВТ; P_6 – ЗВТ готується до відновлення, знаходячись в працездатному стані (підготовка до помилкового ремонту); P_7 – проводиться перевірка непрацездатного ЗВТ; P_8 – виконується самоперевірка непрацездатного ЗВТ; P_9 – проводиться відновлення працездатного ЗВТ; P_{10} – проводиться самоперевірка непрацездатного ЗВТ.

В стаціонарному випадку $\frac{d}{dt} \cdot P = 0$, тому (7.17) можна представити у вигляді матричного рівняння, яке з урахуванням умови нормування

$$\sum_1^{10} P_i = 1, \quad (7.18)$$

Записують

$$\begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{1,1} & \dots & \lambda_{1,10} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ \lambda_{1,10} & \dots & \lambda_{10,10} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} P_1 \\ \vdots \\ P_{10} \end{bmatrix}, \quad (7.19)$$

де змінні λ_{ij} у свою чергу залежать від компонент вектора параметрів математичної моделі $M(1,15)$, зміст яких наступний:

$\lambda_{я}$ – інтенсивність явних відмов;

$\lambda_{м}$ – інтенсивність метрологічних відмов;

λ_p – інтенсивність надходження ЗВТ в ремонт;

$\lambda_{рл}$ – інтенсивність надходження в ремонт з помилковою відмовою;

$\lambda_{вл}$ – інтенсивність надходження непрацездатних ЗВТ в ремонт;

τ – міжповірочний інтервал (годин);

τ_c – тривалість самоперірки (годин);

$\tau_{сп}$ – періодичність самоперірки (годин);

$T_{рем}$ – тривалість ремонту (годин);

$T_{пов}$ – тривалість перевірки (годин);

α_c, α_n – ймовірність помилок самоперірки і перевірки 1-го роду;

β_c, β_n – ймовірність помилок самоперірки і перевірки 2-го роду;

β_p – ймовірність помилки регулювання при відновленні (ремонті)

2-го роду.

Для компонент даного вектора виконуються наступні умови

$$(\forall_i \in \{1,2,\dots,15\} \{M_i \geq 0\} \quad i$$

$$\alpha_c < 1, \alpha_n < 1, \beta_c < 1, \beta_n < 1$$

Властивості рівняння (7.20) і методи визначення і аналізу вектора ймовірності станів \bar{P} детально висвітлені в роботах [6, 7]. При чисельному розв'язку матричного рівняння були застосовані алгоритм виключення Гауса та розв'язок за допомогою процедур псевдообернення матриць, можуть бути також застосовані операції з розрідженими матрицями.

Альтернативою розглянутій марківській моделі експлуатації і МО ЗВТ є дискретно-безперервна модель. [6] Формалізація про-

цесу МО ЗВТ на основі цього підходу полягає в наступному: $p_{1,k}$ і $p_{2,k}$ – ймовірності виявити ЗВТ відразу після k -ої перевірки відповідно в станах 1 (робота ЗВТ без відмов) або 2 (робота ЗВТ з метрологічною відмовою). Ймовірність $p_{M,k}(t)$ того, що в інтервалі часу $\tau_n + kT_n \leq t < \tau_n + (k+1)T_n$ ЗВТ буде працювати без відмов, і ймовірність $p_{-M,k}(t)$ того, що в тім же інтервалі часу в ЗВТ виникає прихована відмова:

$$p_{-M,k}(t) = p_{1,k} \frac{1 - p_M(t)}{1 - p_M(\tau_n + kT_n)} \times \frac{1 - p_{\text{я}}(t)}{1 - p_{\text{я}}(\tau_n - kT_n)} \quad (7.20)$$

$$p_{M,k}(t) = \left\{ p_{2,k} + p_{1,k} \left(\frac{1 - p_M(t)}{1 - p_M(\tau_n + kT_n)} \right) \right\} \times \frac{1 - p_{\text{я}}(t)}{1 - p_{\text{я}}(\tau_n - kT_n)} \quad (7.21)$$

де τ_n, T_n – час і період проведення повірки ЗВТ, $p_M(\dots)$ і $p_{\text{я}}(\dots)$ – ймовірності виникнення в ЗВТ метрологічних і явних відмов відповідно до моменту часу, наведеному в дужках. Функція $p_{-M,k}(t)$ є не що інше, як ймовірність залишитися ЗВТ в стані 1 в момент часу t , а функція $p_{M,k}(t)$ – ймовірність залишитися ЗВТ в стані 2 до моменту часу t . Обидві ймовірності падають із часом через наростання ймовірності виникнення явної відмови – множник $(1 - p_{\text{я}}(t))/(1 - p_{\text{я}}(\tau_n - kT_n))$.

Математичне очікування часу знаходження ЗВТ t_j в деякому стані j виражають[7]:

$$t_j = \int_0^{\infty} \xi \frac{dp_j(\xi)}{d\xi} d\xi = - \int_0^{\infty} \xi \frac{dp_i(\xi)}{d\xi} d\xi \quad (7.22)$$

де $p_i(\xi)$ – ймовірність залишитися ЗВТ в j -м стані до моменту часу ξ .

В задачах оптимізації параметрів МО ЗВТ частина параметрів (компонент вектора M) є варійованим. У загальному випадку вважають заданою деяку множину векторів $SM = \{M\}$, по яких і шукається оптимальне в деякому розумінні рішення.

В якості критерію оптимальності приймають найменше значення цільової функції:

$$pF(M) = W \cdot P(M), \quad (7.23)$$

що є скалярним добутком векторів $P(M)$ і W , де $W = (w_1, \dots, w_{10})$. Коефіцієнти w_i визначають вагу ймовірності кожного з десяти станів в цільовій функції.

Таким чином, необхідно знайти вектор параметрів моделі $M_o \in SM$, такий, що на відповідному йому векторі ймовірності $P(M)$, одержаним як рішення рівняння (7.19), цільова функція (7.23) приймає найменше значення і виконуються накладені обмеження на модель експлуатації ЗВТ.

Покажемо деякі прийоми вибору оптимальних значень параметрів МО ЗВТ за допомогою методу Монте-Карло (ненаправлений випадковий пошук). Задача оптимізації параметрів МО ЗВТ в даному випадку запишеться

$$\left. \begin{aligned} CF(\alpha_n, \beta_n, \tau, T_{\text{пов}}, T_{\text{рем}}, \nu) &\Rightarrow \min \\ K_{\Gamma}(\alpha_n, \beta_n, \tau, T_{\text{пов}}, T_{\text{рем}}, \nu) &\geq K_{\Gamma} \\ 0 \leq P_i < 1; 0 < \alpha_n < 1; 0 < \beta_n > 1 \\ 0 < \beta_p < 1; \sum_{i=1}^{10} p_i &= 1; i = 1, \dots, 10 \end{aligned} \right\} \quad (7.24)$$

В залежності від прийнятої моделі експлуатації і поставлених задач (7.24) може мати різні модифікації.

Параметри, які підлягають процедурі оптимізації позначимо $\pi = |\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_m|$, а фіксовані $\nu = |\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_m|$. Цільова функція $CF(\pi, \nu)$ – функція сумарних відносних витрат на експлуатацію і ремонт ЗВТ. Відносні витрати приймались в умовних одиницях (у.о.): витрати на застосування ЗВТ (C_{11}, C_{22}), самоперірку ($C_{88}, C_{10,10}$), витрати на повірку (C_{55}, C_{77}) і помилковий ремонт (C_{99}) – 10у. о; витрати на ремонт (C_{44}) – 30у. о. транспортування ($C_{15}, C_{27}, C_{34}, C_{51}, C_{63}, C_{72}, C_{95}$) – рівні 1у. о. вартості. Позначимо вектор параметрів $\theta = [\pi, \nu]$, тоді згідно з моделлю (7.18)

$$CF = \sum_{i=1}^{10} C_i P_i(\theta) + \sum_{i=1}^{10} \sum_{j=1}^{10} C_{ij} P_i(\theta) \lambda_{ij}(\theta)$$

Метод випадкового ненаправленого пошуку полягає в дослідженні розв'язків для однієї з базових моделей експлуатації і МО ЗВТ вибіркою об'ємом N незалежно розподілених псевдовипадкових чисел a_l^k , де l – номер параметра, який підлягає оптимізації, а $k = 1, 2, \dots, N$. Вводяться мінімальні і максимальні значення параметрів, що оптимізуються, на основі послідовності a_l^k будується сукупність незалежних випадкових векторів параметрів π_l^k для знаходження оптимуму цільової функції $CF(\pi, v)$:

$$\begin{aligned} \pi^{(1)} &= (\alpha_n^{(1)}, \beta_n^{(1)}, \tau^{(1)}, T_{\text{пов}}^{(1)}, T_{\text{рем}}^{(1)}); \\ \pi^{(2)} &= (\alpha_n^{(2)}, \beta_n^{(2)}, \tau^{(2)}, T_{\text{пов}}^{(1)}, T_{\text{рем}}^{(1)}); \\ &\dots\dots\dots \\ &\dots\dots\dots \\ \pi^{(k)} &= (\alpha_n^{(k)}, \beta_n^{(k)}, \tau^{(k)}, T_{\text{пов}}^{(k)}, T_{\text{рем}}^{(k)}); \\ &\dots\dots\dots \\ \pi^{(N)} &= (\alpha_n^{(N)}, \beta_n^{(N)}, \tau^{(N)}, T_{\text{пов}}^{(N)}, T_{\text{рем}}^{(N)}). \end{aligned}$$

Важливою задачею при застосуванні даного підходу є генерація вектору випадкових чисел заданого об'єму вибірки N рівномірно розподілених на інтервалі $(0, 1)$.

Відомо декілька способів отримання цих чисел, причому ці способи можна розділити на три великі групи: отримання випадкових чисел за допомогою таблиць; з допомогою апаратних генераторів випадкових чисел (фізичний спосіб); з використанням математичних алгоритмів (математичний спосіб).

Основним недоліком датчиків псевдовипадкових чисел (реалізованих програмно на ЕОМ) являється обмежений запас чисел, оскільки в достатньо великій послідовності псевдовипадкових чисел (від декількох тисяч до декількох сотень тисяч, залежно від способу отримання) можуть зустрічатися послідовності чисел, що повторюються. Для перевірки гіпотез про псевдо випад-

ковість та рівномірність розподілу можуть бути проведені наступні тести: критерій Колмогорова, критерій Пірсона, критерій Романовського, критерій Романовського і Пірсона для довжин серій.

Для проведення розрахунків авторами був використаний датчик псевдовипадкових чисел, який відноситься до класу лінійних конгруентних генераторів (період $2^{19937}-1$).

В табл.7.1 приведено порівняння результати розв'язку задачі пошуку комбінації оптимальних параметрів МО ЗВТ за допомогою евристичного методу цілеспрямованого перебору і випадкового пошуку. Розрахунки були проведені для випадку[6]:

$$\lambda_{\text{я}}=0,001\text{год.}^{-1}; \quad \lambda_{\text{м}}=0,002\text{год.}^{-1} \quad \lambda_{\text{р}}=3,5 \cdot 10^4\text{год.}^{-1}, \quad \lambda_{\text{рл}}=10^{-3}\text{год.}^{-1}$$

$$\lambda_{\text{вл}}=2 \cdot 10^3 \text{ год.}^{-1}, \quad \tau_{\text{с}}=0,1 \text{ год.}, \quad \tau_{\text{сп}}=5 \text{ год.}, \quad \alpha_{\text{с}}=0,01, \quad \beta_{\text{с}}=0,2 \quad \beta_{\text{р}}=0,25.$$

Значення параметрів, що оптимізуються, варіювались в межах:

$$\alpha_{\text{п}}=0,001 \div 0,2, \quad \beta_{\text{п}}=0,001 \div 0,3, \quad \tau=8 \cdot 10^3 \div 50 \cdot 10^4,$$

$$T_{\text{пов}}=1 \div 10 \text{ год.}, \quad T_{\text{рем}}=3 \div 30 \text{ год.}$$

Таблиця 7.1 – Результати дослідження задачі вибору оптимальних параметрів МО ЗВТ

| Вектор вихідних даних розрахунків | Алгоритми оптимізації | | |
|-----------------------------------|-------------------------|---------------------|---------------------|
| | Цілеспрямований перебір | Випадковий пошук | |
| | | $N = 10000$ | $N = 10000$ |
| $\min(CF^{(k)})$ | 1,1072 | 0,7815 | 0,7806 |
| K_{Γ} | $\geq 0,8$ | 0,9867 | 0,9870 |
| α_n | 0,10 | 0,0012 | 0,0015 |
| β_n | 0,05 | 0,1551 | 0,1201 |
| τ (год.) | $3,94 \cdot 10^4$ | $1,2685 \cdot 10^5$ | $1,4032 \cdot 10^5$ |
| $T_{\text{пов}}$ (год.) | 1 | 4,4620 | 2,9844 |
| $T_{\text{рем}}$ (год.) | 4 | 3,9049 | 3,1112 |

Для дослідження даної моделі було проведено моделювання для об'ємів вибірки $N \in [1000, 100000]$ псевдовипадкових чисел рівномірно розподілених в інтервалі $U(0,1)$.

Розглянемо інший приклад розв'язку задачі оптимізації параметрів МО ЗВТ на основі дискретно-безперервної моделі екс-

платуації ЗВТ. В якості критерію оптимізації приймають суму витрат на МО і втрати від застосування ЗВТ з метрологічною відмовою. В цьому випадку скористаємося цільовою функцією наступного вигляду

$$C_{ЗВТ} = \frac{1}{K_{ТВ}} (C_{ЗВТ} + (C_n t_{34} + C_p t_p + C_{ш} t_2)) / T_{ц} \quad (7.25)$$

де $K_{ТВ}$ – коефіцієнт технічного використання $C_{ЗВТ}$ – вартість 1-ї години експлуатації ЗВТ в користувача без обліку витрат на МО ЗВТ (у. о./год.); C_n – вартість 1 години повірочних робіт (у. о./год.); C_p – вартість 1 години ремонтних робіт (у. о./год.); $C_{ш}$ – штраф за експлуатацію ЗВТ з метрологічною відмовою (у. о./год.); t_{34} – математичне очікування часу перебування ЗВТ на повірці за час життєвого циклу $T_{ц}$; t_2 – математичне очікування часу роботи ЗВТ з метрологічною відмовою за час $T_{ц}$. На рис. 7.6 зображена поверхня цільової функції для 40 значень T_M і T_n (логарифмічний масштаб). Дослідження показують що для такого класу функцій можна застосувати класичні градієнтні методи або модифікації симплекс-методу Нелдера-Міда. Метод Монте-Карло для функцій двох змінних дає невелику точність обчислень (5–10%) [14]. Наприклад, функція Розенброка має мінімум в точці [1,1], результати, отримані методом статистичних випробувань при $N = 20000$, дають точку [$x_1 = 0,9461$, $x_2 = 0,8986$] а значення функції $f_{rb.min} = 0,0041$. Але коли потрібно розв'язувати задачу умовної оптимізації для 5-ти і більше параметрів застосування методів випадкового ненаправленого пошуку виявляються єдиним шляхом отримання чисельного розв'язку.

Приклад. Проектується система МО ЗВТ для групи однотипних приладів з наступними характеристиками надійності і параметрами МО ЗВТ: $T_M = 5000$ год., $\nu_M = 0,7$, $T_{я} = 10000$ год., $\tau_B = 48$ год. (час відновлення ЗВТ в ремонті), $\beta_p = 0,25$. Потрібно знайти вектор оптимальних параметрів $optpar = var (\alpha_n, \beta_n, T_n, T_{рем}, \tau_n)$ при якому $C_{ЗВТ}(optpar) \Rightarrow \min$.

В якості моделі експлуатації ЗВТ приймається дискретно-безперервна модель 5-ти основних станів і критерій оптимізації (9.26). Розрахунки проводились в припущенні дифузійно-монотонної моделі метрологічних відмов $p_M(t) = DM(t, T_M, v_M)$ і експоненціальної моделі явної відмови $p_J(t) = \exp(t, T_J)$, при обмеженні на коефіцієнт готовності $K_G \geq 0,8$. Границі варіювання, крім $T_n = 4,5 \cdot 10^3 \div 1 \cdot 10^4$, взяті з по попереднього прикладу. Проведені статистичне випробування для $N = 30000$ з використанням в якості датчика псевдовипадкових чисел показали, що при проектуванні системи МО обраної групи ЗВТ на підприємстві, необхідно встановити наступні значення параметрів системи МО ЗВТ:

$$\alpha_{n.opt.} = 0,0775;$$

$$\beta_{n.opt.} = 0,0093;$$

$$T_{n.opt.} = 4,5072 \cdot 10^3 \text{ год.};$$

$$\tau_{n.opt.} = 2,5101 \text{ год.};$$

$$T_{рем.opt.} = 3,1889 \text{ год.}$$

При цих параметрах буде забезпечений мінімум сумарних витрат на експлуатацію і МО ЗВТ ($C_{ЗВТ \min} = 0,1706$ при $C_{ЗВТ} = 0,025$, $C_n = 1,4$, $C_p = 3$, $C_{ш} = 1$) з рівнем метрологічної надійності $K_D = 0,8588$.

З метою прикладного застосування, на основі проведених досліджень, розроблені інформаційно-мережна технологія програмних засобів і рекомендації щодо автоматизованого розв'язку задач оцінки і аналізу експлуатаційної надійності ЗВТ з наступним вибором оптимальних значень параметрів СМО ЗВТ.

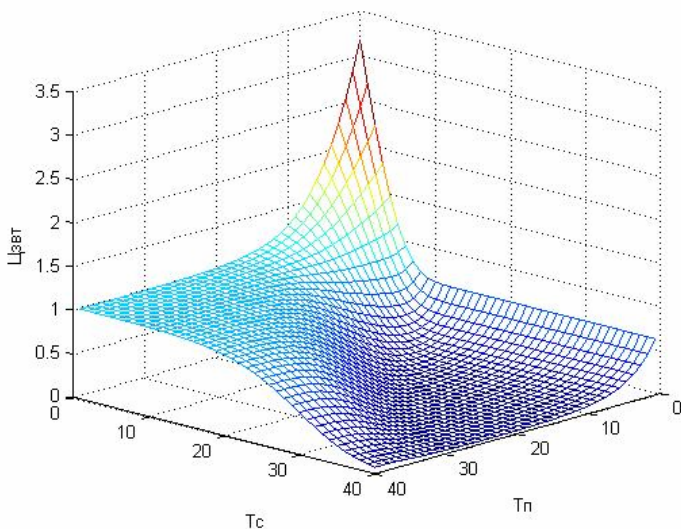


Рисунок 7.6. Поверхня цільової функції як функції від двох змінних $Ц_{ЗВТ} = f(T_n, T_M)$ для випадку дифузійно-монотонної моделі метрологічних відмов при коефіцієнті варіації $v_M = 1$

Розроблений модуль орієнтований на розв'язок трьох основних задач: 1 – оцінка фактичного стану (на даний момент часу) рівня надійності груп однотипних ЗВТ. Розрахунок значень показників надійності ЗВТ проводять для призначеного на підприємстві МПІ при фіксованих інших параметрах МО ЗВТ (рис.7.7); 2 – будуються залежності показників надійності і цільової функції від періоду проведення повірочних робіт; 3 – враховуючи значення цільової функції і обмеження виробництва на показники надійності ЗВТ призначати оптимальні(у визначеному змісті) МПІ, як індивідуальні, так і для груп однотипних приладів. Слід додати, що дану процедуру можна використовувати для дослідження впливу параметрів якості обслуговування і ремонту на показники надійності, а також доповнити функціями 3-D візуалізації, для побудови поверхні цільової функції двох аргументів(T_n , T_M) і процедурою вибору оптимальної комбінації параметрів СМО ЗВТ.

Локальний оптимум цільової функції не завжди може служити критерієм для вибору МПІ, при наявності обмежень на коефі-

цієнти експлуатаційної надійності ЗВТ. В зв'язку з цим, для дослідження залежності рівня надійності груп однотипних ЗВТ від параметрів СМО ЗВТ запропоновано метод сканування графіків функцій показників надійності ЗВТ, який полягає в наступному: будуються графіки залежностей від періоду $T_{п}$ наступних величин: $t_1/T_{я}$, $K_{Г}$, $K_{Д}$, $K_{ТВ}$, T_{MP} , $T_{MP}/T_{я}$ і $C_{ЗВТ}$.

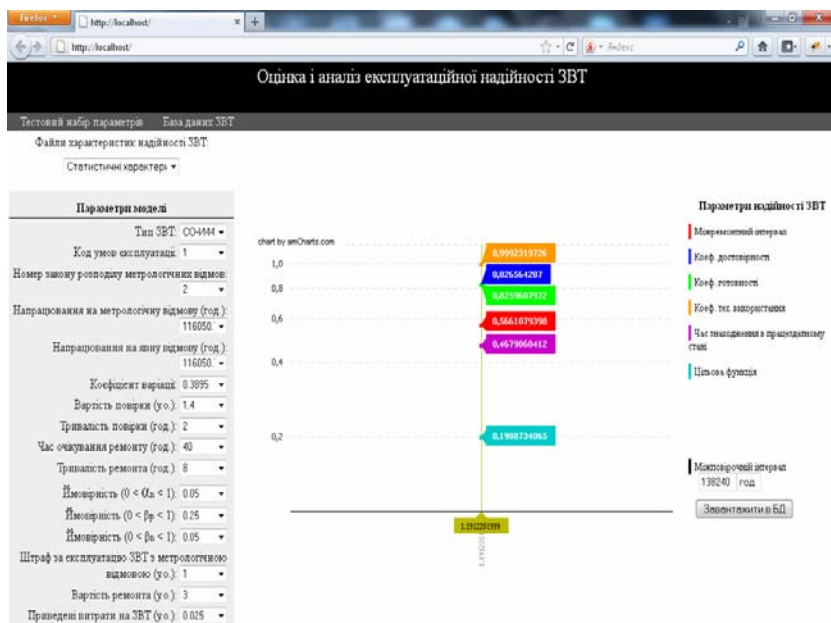


Рисунок 7.7. Оцінка фактичного стану рівня надійності ЗВТ

Після розрахунків залежностей і виводу графіків на екран, користувач в діалоговому режимі АРМ встановлює горизонтальний показник (динамічне середовище сканування графіків) в точку мінімуму цільової функції. Горизонтальний показник перетинає графіки залежностей і виводить на екран значення показників надійності в точках перетину (рис.7.8). Переміщуючи показник, користувач з заданою частотою дискретизації діапазону зміни $T_{п}$ коригує МПП в області оптимальних значень, при наявності обмежень на показники надійності, або при фіксованому МПП вирішує

задачу оцінки фактичного рівня надійності ЗВТ. Поле «Номер закону розподілу метрологічних відмов» включає функцію «select», за допомогою якої користувач обирає потрібний вид закону розподілу для однотипних ЗВТ: 1 – експоненціальний розподіл; 2 – дифузійно-монотонний; 3 – дифузійно-немонотонний. Розроблена процедура дозволяє ефективно проводити кількісний аналіз рівня експлуатаційної надійності парку ЗВТ сучасних промислових підприємств і визначити оптимальну періодичність (за критеріями експлуатаційної надійності і визначеного показника економічної ефективності МО ЗВТ) проведення повірочних і ремонтних робіт, а також попередній аналіз можливих комбінацій параметрів СМО ЗВТ в інтерактивному режимі АРМ метролога.

На основі вхідних даних розглянутої процедури (рис.7.8) розв’язана задача вибору оптимальних значень параметрів СМО ЗВТ методом Монте-Карло.

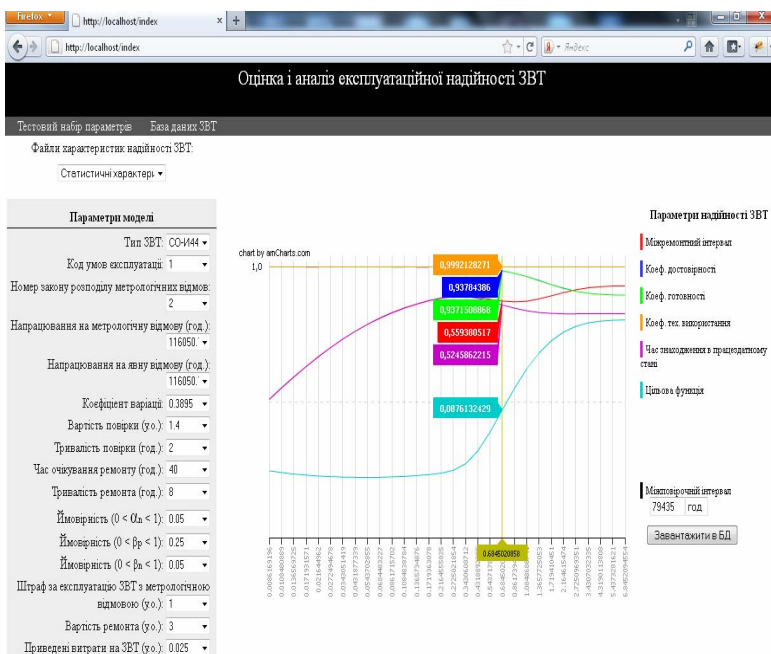


Рисунок 7.8. – Аналіз залежностей показників надійності і вибір оптимального МПП

Пошук оптимальної комбінації параметрів СМО ЗВТ виконувався за допомогою алгоритму випадкового ненаправленого пошуку [6]. В якості генератору випадкових чисел використаний математичний датчик псевдовипадкових чисел «Mersenne Twister», який відносяться до класу лінійних конгруентних генераторів (період гамми $(2^{19937}-1)/2$).

Наприклад, при об'ємі статистичних випробувань $N=10^5$, діапазон варіювання параметрів СМО ЗВТ: $\alpha_{\Pi}=\beta_{\Pi}=0,05 \div 0,2$, $\beta_p = 0,25 \div 0,35$, $\tau_{\Pi} = 1 \div 6$, $\tau_p = 3 \div 8$; $T_{\Pi} = 8 \times 10^4 \div 1,6 \times 10^5$, вектор комбінації оптимальних параметрів СМО ЗВТ $\pi = [0,0583, 0,0508, 0,2535, 8,0203e^{+04}, 2,5244, 6,4182]^T$ при цьому значення цільової функції $CF^{(k)} = 0,0602$ при рівні технічної надійності $K_{\Gamma} = 0,9645$, $K_{\text{ТВ}} = 0,9651$ (коефіцієнт технічного використання ЗВТ за час життєвого циклу T_{Π}) і метрологічної $K_{\text{Д}} = 0,9651$, що підтверджує ефективність розроблених процедур і достовірність отриманих результатів. Для оцінки економічної ефективності від підвищення якості сукупності вимірювань необхідно провести дослідження впливу метрологічної складової надійності ЗВТ на якість продукції. Для розрахунку використано данні статистичних досліджень груп однотипних ЗВТ приведені в роботі [6] для промислових підприємств.

Сумарні втрати від браку по причині метрологічних відмов в ЗВТ виражаються[7]:

$$C^{\text{бр}} = \sum_{j=1}^{M_{\Gamma}} (1 - K_{\text{Д}j}) \sum_{k=1}^{P_{\text{FM}}} q_{jk} \cdot P_k \cdot C_{jk}^{\text{бр}},$$

де $K_{\text{Д}j}$ – коефіцієнт достовірності j -ї групи однотипних приладів, q_{jk} величина, яка вказує тип і кількість ЗВТ кожного типу на робочому місці деякого типу, $C_{jk}^{\text{бр}}$ – штрафні коефіцієнти застосування даного типу ЗВТ з метрологічною відмовою на визначеному типі робочого місця (втрати від браку, визначаються типом конкретного виробництва). Всі величини вартості для зручності обчислень будемо виражати в умовних одиницях (у. о.), що при необхідності дозволить перевести дані величини

в необхідні грошові одиниці. В табл. 7.2 приведені загальні характеристики надійності 5-ти груп одностипних ЗВТ.

Таблиця 7.2 – Середнє значення напрацювання на відмову

| j | Середнє значення напрацювання на метрологічну відмову, T_M , годин | $\frac{\sigma_M}{T_M}$ | Середнє значення напрацювання на явну відмову T_Y , годин |
|-----|--|------------------------|---|
| 1 | 112320 | 0,94 | 112320 |
| 2 | 23414 | 0,72 | 100000 |
| 3 | 31968 | 1,35 | 100000 |
| 4 | 34905 | 1,08 | 150000 |
| 5 | 37670 | 1,37 | 150000 |

Діаграма на рис.7.9 ілюструє однакову динаміку впливу метрологічної надійності на якість продукції для введених в розгляд критеріїв економічної ефективності при різних варіантах розрахунку і оптимізації метрологічної надійності ЗВТ: а) $C^{BP} = [51543; 22401; 88227; 62118; 37646]$; б) $CF_{DNsum} = [0,7049; 0,3801; 1,1111; 0,8206; 0,5504]$ (цільова функція сумарних втрат від застосування ЗВТ з метрологічною і витрат на метрологічне обслуговування).

Проведені дослідження показали шляхи отримання чисельного розв'язку для задач багатопараметричної оптимізації МО на основі моделей експлуатації ЗВТ методом Монте-Карло. Модифікації марковської моделі рекомендується застосовувати при апріорному аналізі системи МО ЗВТ, а дискретно-безперервну для динамічного коригування параметрів МО ЗВТ. При достатній кількості випробувань і застосуванні сучасних методів генерації псевдовипадкових чисел оптимальне значення цільової функції сумарної вартості МО ЗВТ може бути знайдене за допомогою алгоритмів випадкового пошуку.

На основі технологій програмування інформаційних мереж запропонована методика сканування функцій показників надійності ЗВТ, що дозволило автоматизувати розв'язок задач оцінки і аналізу рівня експлуатаційної надійності ЗВТ, вибору оптимального МПП.

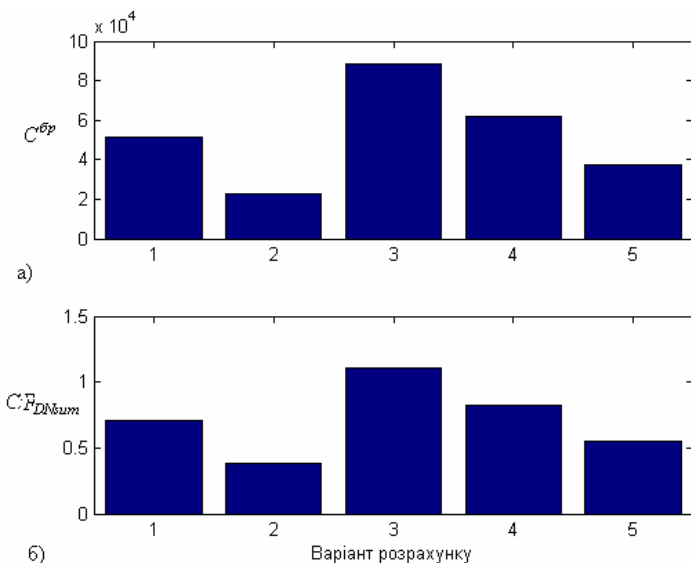


Рисунок 7.9. Дослідження критеріїв економічної ефективності СМО ЗВТ

Розроблені програмні засоби можуть бути адаптовані для роботи в складі функціонуючих на сьогоднішній день АСУ МО ЗВТ для вирішення задач діагностики і моніторингу надійності ЗВТ, оптимізації параметрів СМО ЗВТ на різних рівнях державних метрологічних служб і підрозділів підприємств.

Проведене дослідження впливу метрологічної складової надійності ЗВТ на якість продукції доводить економічну ефективність запропонованих процедур оцінки і аналізу експлуатаційної надійності сукупності ЗВТ.

ЛІТЕРАТУРА

1. Бичківський Р. Метрологія, стандартизація, управління якістю і сертифікація: Підручник / Р. Бичківський, П. Столярчук, П. Гамула; За ред. Р. Бичківського. – Львів; К. : Вид-во Національного ун-у «Львівська політехніка», 2004. – 559 с.
2. Боровиков В. STATISTICA. Искусство анализа данных на компьютере (+CD). Для профессионалов: / В. Боровиков. – 2-е изд., СПб: Питер, 2004. – 688 с.
3. Вентцель Е. С. Теория вероятностей. / Е. С. Вентцель – М., Физматгиз, 1962. – 564 с.
4. Володарський Є. Т. Метрологічне забезпечення вимірювань і контролю / Є. Т. Володарський, В. В. Кухарчук, В. О. Поджаренко, Г. Б. Сердюк. – Вінниця: ВДТУ, 2001. – 244 с.
5. Дуч Г. Руководство к практическому применению преобразования Лапласа и Z – преобразования. Пер. с нем. – М., «Наука», 1971. – 288 с.
6. Игнаткин В. У. Автоматизация метрологического обслуживания средств измерений промышленного предприятия / В. У. Игнаткин и др. – М. : Издательство стандартов, 1988. – 208с.
7. Игнаткин В. У. Оценка, контроль и прогнозирование метрологической надежности средств измерений / Игнаткин В. У. и др. – М : Изд-во стандартов, 1991. – 190с.
8. Метрологія у галузі зв'язку. Книга 1. Загальні електро-радіовимірювання: Посібник / [Коломієць Л. В., Воробієнко П. П., Козаченко М. Т. та ін.] – Одеса : ТОВ «ВМВ», 2009. –480 с.
9. Метрологічне забезпечення контролю якості продукції Метрологія, стандартизація, сертифікація та управління якістю в системах зв'язку / [Коломієць Л. В., Воробієнко П. П., Козаченко М. Т. та ін.] – Одеса : ТОВ «ВМВ», 2009. –376 с.
10. Радкевич Я. М. Метрологія, стандартизація і сертифікація: учеб. для вузов / Я. М. Радкевич, А. Г. Схиртладзе, Б. И. Лактионов. – М. : Высш. шк., 2004. – 767 с.
11. Поліщук Є. Метрологія та вимірювальна техніка. – Львів, 2003. – 544 с.

12. Сандлер Дж. Техника надежности систем. / Дж. Сандлер. – М., «Наука», 1966. – 300с.
13. Сешу С. Линейные графы и электрические цепи. Пер. с англ. / С. Сешу, М. Б. Рид – М., «Высшая школа», 1971. – 448 с.
14. Смирнов Н. В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений. / Н. В. Смирнов., И. В. Дунин-Барковский – М., «Наука», 1969. – 511 с.
15. Сотсков Б. С. Основы теории и расчета надежности элементов и устройств автоматики и вычислительной техники. / Б. С. Сотсков. – М., «Высшая школа», 1970. – 271 с.
16. Тарасова В. В. Метрологія, стандартизація і сертифікація: Підручник для вищих навчальних закладів / В. В. Тарасова, А. С. Малиновський, М. Ф. Рибак; Мін-во освіти і науки України, Державний агроєкологічний ун-т. – К. : Центр навчальної літератури, 2006. – 262 с.
17. Томашевський О. В. Комп'ютерні технології статистичної обробки даних навч. посіб. / О. В. Томашевський, В. П. Риси́ков. ЗНТУ, 2015. – 175 с.
18. Троцан А. Н. Прикладная метрология: учеб. пособ. / А. Н. Троцан, Н. В. Фиошин; Донецк : ДонНТУ, 2006.–240с.
19. Туз Ю. М. Автоматизация проектирования устройств измерительной техники: учеб. пособ. / Ю. М. Туз [и др.] ; общ. ред. Ю. М. Туз. – Киев : Выща шк., 1988. – 288 с.
20. Шаповаленко О. Г. Основы электрических измерений. / О. Г. Шаповаленко, В. М. Бондар. – Київ: 2002. – 319 с.
21. Шор Я. Б. Статистические методы анализа и контроля качества и надежности. / Я. Б. Шор – М., «Советское радио», 1962. – 552 с.
22. Хальд А. Математическая статистика с техническими приложениями. / А. Хальд – М., Изд-во иностр. литер., 1956. – 664 с.
23. Ігнаткін В. У. Моделювання процесів метрологічного обслуговування засобів вимірювання / Вісник двигунобудування, 2014, №1, с.161–167.
24. Ігнаткін В. У. Метрологічна надійність засобів вимірювальної техніки / В. У. Ігнаткін, Л. М. Віткін // Вимірювальна техніка та метрологія, № 69, 2008 р. – с.158–165.

25. Ігнаткін В. У. Коректування тривалості міжповірочних інтервалів засобів вимірювальної техніки за їх поточним технічним станом / Ігнаткін В. У., Томашевський О. В. *Авиационно-космическая техника и технология*, 2015, № 8(125), с. 119–122.

26. Ігнаткін В. У. Моделі процесів метрологічного обслуговування засобів вимірювальної техніки / [Ігнаткін В. У., Литвиненко В. А., Олійник Л. В. та ін.; *Радіоелектроніка, інформатика, управління.*, 2014(30), с. 21–27.

27. Томашевський О. В. Використання статистичних методів при сертифікаційних випробуваннях інтегрованих мікросхем / О. В. Томашевський, В. В. Погосов, Г. В. Сніжної // *Радіоелектроніка, інформатика, управління.* – 2009. – № 1. – С. 38–41.

28. Томашевський А. В. Статистичний аналіз якості виготовлення турбінних лопаток / А. В. Томашевський, В. І. Фомичева // *Авиационно-космическая техника и технология.* – 2012. – № 7(94). – С. 7–10

29. Томашевський О. В., Погосов В. В. Про критерії ефективності управління якістю інтегрованих мікросхем на етапі виробництва / *Радіоелектроніка, інформатика, управління.* № 1, 2009, с. 35–38.

30. Туз Ю. М. Метод та система вимірювання просторово-часових характеристик лінійних фазованих антенних решіток п'єзоелектричних перетворювачів / Ю. М. Туз, О. П. Красковський, О. О. Мосолаб // *Методи та прилади контролю якості. Науково-технічний журнал.* – Івано-Франківськ. – 2012. – № 1(28). – С. 148–153

31. Туз Ю. М. Аналіз похибок системи вимірювання просторово-часових характеристик лінійних фазованих антенних решіток п'єзоелектричних перетворювачів / Ю. М. Туз, О. П. Красковський, О. О. Мосолаб // *Електротехнічні та комп'ютерні системи. Науково-технічний журнал.* – Київ. – 2012. – № 06(82). – С. 62–66.

32. Туз Ю. М. Измерение акустической взаимной связи между пьезоэлектрическими элементами в ультразвуковых фазированных антенных решетках / Ю. М. Туз, А. П. Красковский, И. В. Богачев // *Методи та прилади контролю якості. Науково-*

технічний журнал. – Івано-Франківськ. – 2009. – Вип. №23. – С.8–12.

33. Туз Ю. М. Измерение импедансно-частотных характеристик пьезоэлектрических преобразовательных элементов ультразвуковых фазированных антенных решеток / Ю. М. Туз, А. П. Красковский // Вісник Інженерної академії України. – Київ. – 2009. – Вип. № 3–4. – С. 127–132.

34.Сучасні підходи до визначення змісту категорії «якість» [Електронний ресурс]. – Режим доступу http://quality.eur.ru/MATERIALY10/modern_quality.htm

35.Электронный учебник STATSOFT [Електронний ресурс] – Режим доступу: <http://StatSoft.ru>

36.Якість продукції [Електронний ресурс]. – Режим доступу <http://www.refine.org.ua/pageid-5382-1.html>

Наукове видання

ІГНАТКІН Валерій Устинович
ТУЗ Юліан Михайлович
ЛЕВКІВСЬКИЙ Казимир Михайлович
ТОМАШЕВСЬКИЙ Олександр Володимирович

МЕТРОЛОГІЧНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ КОНТРОЛЮ ЯКОСТІ ПРОДУКЦІЇ

під редакцією В. У. Ігнаткіна

Монографія

Комп'ютерний набір. *Томашевський О. В.*
Верстання *Гринь Д. В.*

Оригінал-макет підготовлено
в редакційно-видавничому відділі ЗНТУ

Підписано до друку 27.02.2017 Формат 60×84/16. Ум. друк. арк.11,74
Тираж 100 прим. Зам. № 144

Запорізький національний технічний університет
Україна, 69063, м. Запоріжжя, вул. Жуковського, 64
Тел.: (061) 769–82–96, 220–12–14

Свідоцтво суб'єкта видавничої справи ДК № 2394 від 27.12.2005.