

**УКРАЇНСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ УНІВЕРСИТЕТ  
ЗАЛІЗНИЧНОГО ТРАНСПОРТУ**

**ФАКУЛЬТЕТ ІНФОРМАЦІЙНО-КЕРУЮЧИХ СИСТЕМ  
ТА ТЕХНОЛОГІЙ**

**Кафедра автоматики та комп'ютерного телекерування  
рухом поїздів**

**ВИЗНАЧЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ТА ДОСТОВІРНОСТІ  
ВИПРОБУВАНЬ МІКРОПРОЦЕСОРНИХ СИСТЕМ  
ТРАНСПОРТНОЇ АВТОМАТИЗАЦІЇ**

**МЕТОДИЧНІ ВКАЗІВКИ**

**до практичних занять і виконання індивідуальних завдань**

**з дисципліни**

***«ДІАГНОСТИКА ТА ВИПРОБУВАННЯ СИСТЕМ АВТОМАТИЗАЦІЇ  
ТЕХНОЛОГІЧНИХ ПРОЦЕСІВ»***

**Харків – 2023**

Методичні вказівки розглянуто та рекомендовано до друку на засіданні кафедри автоматики та комп'ютерного телекерування рухом поїздів 4 вересня 2023 року, протокол № 1.

Наведено методику оцінювання ефективності за критерієм мінімуму обладнання та достовірності комбінованих випробувань мікропроцесорних систем транспортної автоматизації на прикладі системи мікропроцесорної централізації. Наведено індивідуальні завдання та методичні вказівки до виконання самостійної роботи, а також рекомендації до самостійного вивчення відповідних тем курсу.

Методичні вказівки призначено для здобувачів вищої освіти другого (магістерського) рівня спеціальності 174 «Автоматизація, комп'ютерно-інтегровані технології та робототехніка», які вивчають дисципліну «Діагностика та випробування систем автоматизації технологічних процесів» усіх форм навчання, є другим виданням, переробленим і доповненим.

Укладачі:

доценти В. Ф. Кустов,

О. В. Щєбликіна,

О. Ю. Каменєв

Рецензент

проф. В. І. Мойсеєнко

## ЗМІСТ

Вступ	4
1 Мета роботи	5
2 Теоретичні відомості до виконання роботи	5
2.1 Загальні відомості про комбіновані випробування мікропроцесорних систем транспортної автоматизації	5
2.2 Ефективність комбінованих випробувань та її оцінка	9
2.3 Достовірність комбінованих випробувань та її оцінка	21
3 Зміст звіту з роботи	38
4 Завдання для виконання роботи	38
5 Рекомендації до виконання та оформлення роботи	40
6 Рекомендації до самостійної роботи	41
Список літератури	42
Додаток А Приклад розрахунку достовірності комбінованих випробувань	44

## ВСТУП

Цикл практичних занять із дисципліни «Діагностика та випробування систем автоматизації технологічних процесів» (ДВС АТП) спрямований на поглиблене засвоєння здобувачами вищої освіти другого (магістерського) рівня спеціальності 174 «Автоматизація, комп'ютерно-інтегровані технології та робототехніка» методології виконання імітаційних та стендових випробувань систем як у експлуатаційних, так і лабораторних умовах, розроблення відповідних програм і методик випробувань, формування моделей і технічних засобів випробувань, а також визначення достовірності й ефективності різних методів випробувань і технічної діагностики.

Невід'ємною складовою засвоєння регламентованого дисципліною матеріалу є виконання комплексного індивідуального завдання у вигляді самостійної роботи, що складається з трьох частин:

а) синтез моделі для випробувань системи керування заданого технологічного об'єкта транспортної автоматизації (ТА);

б) оцінювання ефективності й достовірності певного методу випробувань системи керування технологічного об'єкта ТА;

в) обладнання ділянки залізничного транспорту сучасною мікропроцесорною системою технічної діагностики.

Методичні вказівки призначено для надання допомоги здобувачу вищої освіти другого (магістерського) рівня у виконанні другої частини роботи. Кожний розділ роботи попередньо опрацьовується на практичних заняттях під керівництвом викладача, за вказівкою якого магістрант виконує індивідуальне завдання з оцінювання ефективності та достовірності комбінованих випробувань системи мікропроцесорної централізації заданої залізничної станції.

Під час праці на практичних заняттях і при виконанні роботи магістранти мають суворо дотримуватися графіка навчального процесу з дисципліни, своєчасно виконувати необхідні індивідуальні завдання. Враховуючи, що під час відпрацювання практичних занять та виконання

самостійної роботи використовується оригінальне прикладне та системне програмне забезпечення, призначене для *некомерційного* використання, здобувачам суворо забороняється без письмового дозволу УкрДУЗТ застосовувати результати роботи в будь-яких, крім навчання, цілях.

## **1 МЕТА РОБОТИ**

Метою роботи є набуття практичних навичок із раціонального вибору прийняттого методу випробувань системи транспортної автоматизації (ТА) на прикладі мікропроцесорної централізації стрілок та сигналів (МПЦ), порівняльної оцінки його достовірності за критерієм мінімізації обладнання, задіяного при випробуваннях, а також оцінки достовірності комбінованих випробувань в умовах обмежених статистичних даних про особливості функціонування мікропроцесорних систем ТА. Для досягнення поставленої мети здобувач індивідуально виконує роботу над певною залізничною станцією або фрагментом її колійного розвитку, на прикладі системи МПЦ якої досліджується оцінка ефективності й достовірності комбінованих випробувань мікропроцесорних систем ТА.

## **2 ТЕОРЕТИЧНІ ВІДОМОСТІ ДЛЯ ВИКОНАННЯ РОБОТИ**

### **2.1 Загальні відомості про комбіновані випробування мікропроцесорних систем транспортної автоматизації**

Більшість сучасних мікропроцесорних систем ТА побудовані за клієнт-серверною архітектурою (технологією). Вона полягає в централізованій обробці логічних залежностей або інших даних на рівні

центрального ядра системи (сервера) з отриманням та наданням необхідної контрольної й командної інформації пристроїв від і до підсистем персоналу, взаємодії з датчиками і виконавчими пристроями ЗА (клієнтами системи) [1].

Найбільш поширеним варіантом системи ТА, побудованої за клієнт-серверною архітектурою, є МПЦ. Для неї сервером слугує підсистема обробки логічних залежностей (ПОЛЗ), реалізована, як правило, в багатоканальному варіанті на базі промислових ПЛК або ЕОМ, а клієнтами є автоматизовані робочі місця (АРМ) персоналу та мікропроцесорні контролери (МПК) взаємодії з напілними пристроями. ПОЛЗ становить середній рівень, АРМ персоналу – верхній, а МПК – нижній рівень системи [2, 3].

Для подібних систем характерним є значне перевищення кількості елементів нижнього рівня порівняно з кількістю пристроїв верхнього і середніх рівнів, що з точки зору теорії множин можна виразити так:

$$[HL \cup ML] \ll [LL], \quad (2.1)$$

де  $HL = \{hl_i\}$ ,  $ML = \{ml_i\}$ ,  $LL = \{ll_k\}$  – відповідно множини елементів верхнього, середнього та нижнього рівнів системи.

У таких умовах доцільним є застосування комбінованих випробувань, реалізованих на основі синтезу імітаційного та фізичного моделювання роботи пристроїв нижнього рівня з використанням комбінованого випробувального комплексу (КВК) МПЦ. При їх проведенні частина елементів із множини LL відтворюється реальними МПК із підключеними до них об'єктами керування та контролю (ОКК) або їхніми фізичними макетами, а інша частина – відтворюється програмними засобами спеціалізованої імітаційної моделі (СІМ), що забезпечує

емуляцію протоколу обміну між МПК та ПОЛЗ у форматі, ідентичному реальному [4]. З урахуванням умовної порядкової класифікації моделей для випробувань систем ЗА ( $model^0$  – реальний пристрій,  $model^1$  – фізична модель,  $model^2$  – біологічна модель,  $model^3$  – імітаційна модель) узагальнена структура КВК МПЦ наведена на рисунку 2.1.

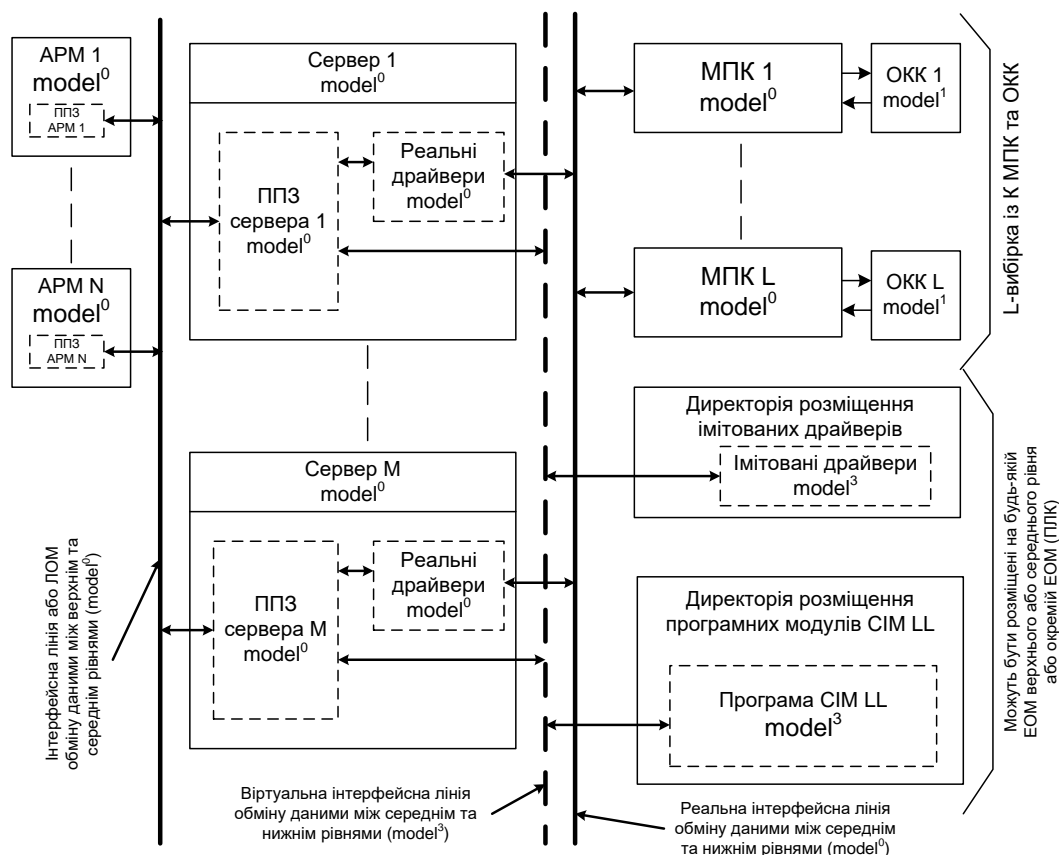


Рисунок 2.1 – Загальна структурна схема КВК МПЦ

В основу комбінованих випробувань закладається взаємодія прикладного програмного забезпечення (ППЗ) серверів ПОЛЗ із реальними МПК та модулями СІМ по різним інтерфейсним лініям – віртуальній і реальній. Так забезпечується випробування всіх складових мікропроцесорної системи ТА при їх взаємодії навіть при підключенні до КВК МПЦ єдиної системи представників пристроїв нижнього рівня (по одному з кожної групи пристроїв – стрілок, світлофорів, датчиків рахунку

осей, модулів введення-виведення). При цьому вся необхідна повнота технологічних ситуацій на об'єкті випробувань забезпечується модулями СІМ [2 – 5].

Залежно від способу розмежування МПК нижнього рівня на різні види моделювання (імітаційне та фізичне) існує три основні методи комбінованих випробувань [2, 3, 5]:

- відокремлених груп – коли кожна окрема функціональна група елементів відтворюється в повному складі або модулями СІМ, або реальними МПК з макетами ОКК, і при цьому існує хоча б одна група, модельована фізично, та хоча б одна група, модельована імітаційно;

- відокремлених об'єктів – коли в межах окремих груп є елементи, відтворені реальними МПК з макетами ОКК, і елементи, відтворені модулями СІМ (тобто виконується розділення елементів окремих груп на різні види моделювання);

- відокремлених каналів – коли в межах окремих багатоканальних МПК або їх груп частина каналів відтворюється імітаційним моделюванням (модулями СІМ), а інша частина – фізичним (реальними каналами МПК з підключеними макетами ОКК).

У більшості випадків для кожного окремого об'єкта впровадження системи ТА використовується поєднання всіх трьох методів для спрощення налаштувань КВК МПЦ і мінімізації обладнання в його складі. Порівняно з традиційними стендовими випробуваннями з використанням фізичних моделей застосування комбінованих випробувань дає змогу скоротити кількість обладнання МПК у складі КВК МПЦ при однаковому тестовому покритті в декілька разів. При цьому достовірність результатів випробувань за умови ідентичності відтворення протоколу обміну з МПК засобами СІМ суттєво збільшується за рахунок збільшення можливостей щодо відтворення необхідного обсягу технологічних ситуацій та відмов на об'єкті при використанні неруйнівного контролю [5].



Детальний опис комбінованих випробувань, особливостей їхнього застосування та конфігурації КВК МПЦ наведено в роботах [2 – 5].

## 2.2 Ефективність комбінованих випробувань та її оцінка

У загальному випадку під ефективністю розуміється досягнення певних результатів з мінімально можливими стягненнями (збитками) і отримання максимально можливого обсягу продукції з наявної кількості ресурсів. З точки зору теорії планування експерименту ефективність випробувань комплексу технічних засобів (КТЗ) визначається параметрами оптимізації, що є реакцією системи на вплив факторів, які визначають поведінку досліджуваної системи або її випробувальної моделі [6].

Продукцією випробувань є множина відгуків  $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ , що формується під дією тестових впливів  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  за певними правилами. Збільшення кількості різномірних відгуків призводить до формування більш достовірних даних про систему, а ця кількість прямо пропорційно залежить від тестового покриття її станів. Останнє визначається як відношення кількості станів  $N_{ст\_д}$ , в які система була призведена під впливом факторів  $\{x_i\}$ , до фактичної кількості її можливих станів  $N_{ст\_ф}$ ,  $(N_{ст\_д}/N_{ст\_ф})$  [6].

Отже, виходячи з наведеного вище визначення ефективності, параметрами оптимізації випробувань системи ТА можна вважати тестове покриття та кількісні характеристики ресурсів, що призводять до його збільшення. Оцінка тестового покриття не завжди можлива через складність визначення параметра  $N_{ст\_ф}$ , оскільки гіпотетичні кількість та сутність станів системи можуть не збігатися з фактичними через можливі помилки при їх підрахунку та прогнозуванні. Тому доцільним є використання в якості параметра оптимізації дослідного значення  $N_{ст\_д}$ , від якого прямо залежить величина тестового покриття. В умовах

функціональних випробувань воно визначається кількістю відтворюваних технологічних ситуацій  $N_{ТС}$ , що являють собою впорядковані множини взаємозалежних станів об'єктів та пристроїв керування і контролю. При цьому випробування мають бути проведені в усіх регламентованих режимах функціонування системи [6].

Враховуючи досвід експлуатації та дослідження надійності і функційної безпечності системи МПЦ-С [2, 3], найбільш критичними з точки зору економії ресурсів можна вважати такі параметри оптимізації: кількість підключених до випробувального стенда фізичних зразків МПК та макетів ОКК  $N_{МПК}$ , кількість задіяних в одному етапі інженерів-випробувачів  $N_{люд}$ , час (тривалість) формування випробувальної моделі  $t_{форм}$  та час проведення випробувань  $t_{випр}$ . При цьому доцільним є визначення виграшу в значеннях параметрів оптимізації порівняно з методами стендових випробувань, які застосовувалися раніше. Тоді критерії ефективності комбінованих випробувань системи ЗА, зокрема МПЦ, порівняно з традиційними стендовими

$$\beta_{ТС} = \frac{N_{ТС\_к}}{N_{ТС\_с}} \rightarrow \max, \quad \beta_{МПК} = \frac{N_{МПК\_к}}{N_{МПК\_с}} \rightarrow \min, \quad \beta_{люд} = \frac{N_{люд\_к}}{N_{люд\_с}} \rightarrow \min, \\ \beta_{форм} = \frac{t_{форм\_к}}{t_{форм\_с}} \rightarrow \min, \quad \beta_{випр} = \frac{t_{випр\_к}}{t_{випр\_с}} \rightarrow \min, \quad (2.2)$$

де  $N_{ТС\_к}, N_{МПК\_к}, N_{люд\_к}, t_{форм\_к}, t_{випр\_к}$  – відповідно кількість технологічних ситуацій, фізичних зразків МПК і макетів ОКК, випробувачів, час формування моделі, тривалість технічного контролю при комбінованих випробуваннях;

$N_{ТС\_с}, N_{МПК\_с}, N_{люд\_с}, t_{форм\_с}, t_{випр\_с}$  – аналогічні параметри традиційних стендових випробувань.

Тривалість випробувань пропорційна кількості фізичних зразків підключених МПК, яка в свою чергу пропорційна кількості відтворюваних технологічних ситуацій при стендових і обернено пропорційна при комбінованих випробуваннях. Тоді, згідно з формулою (2.2), відношення між параметрами оптимізації

$$\beta_{TC} \sim \frac{1}{\beta_{МПК}} \sim \frac{1}{\beta_{люд}} \sim \frac{1}{\beta_{форм}} \sim \frac{1}{\beta_{випр}}. \quad (2.3)$$

Значення параметрів і коефіцієнтів пропорційності між ними в формулах (2.2), (2.3) суттєво залежать від багатьох факторів, визначальними серед яких є: топологія колійного розвитку піддослідного об'єкта автоматизації (станції), типізація об'єктів різних груп, тип системи ЗА, конкретний метод комбінованих випробувань. Нижче розглянуто частковий випадок підрахунку параметра оптимізації на прикладі фрагмента залізничної станції «Вугільна» (ПАТ «Металургійний комбінат «Запоріжсталь», м. Запоріжжя), що обладнується системою МПЦ-С (рисунок 2.2) [3].

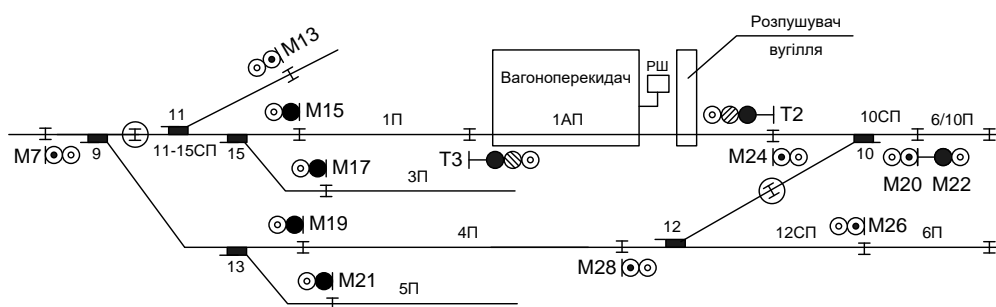


Рисунок 2.2 – Фрагмент залізничної станції системи МПЦ-С, підключений до КВК МПЦ

Цей фрагмент має такі особливості, які мають бути враховані при випробуваннях: виконання стандартних функцій системи ЕЦ і умов безпеки

згідно з ПТЕ; контроль зайнятості колійних ділянок засобами СРО (ТКД); огороження колій 1П та 1АП із замиканням стрілок  $+10 \wedge +12 \wedge (-11 \vee -15 \vee -9)$ ; ув'язка з технологічним обладнанням вагоноперекидача, розпушувача вугілля, технологічної сигналізації і товкача (на фрагменті не показаний), яка полягає у поставленні в залежність маршрутів на колії 1П, 1АП, можливості встановлення та зняття огороження від стану відповідних пристроїв, що контролюються через модулі введення-виведення; контроль заповнення колії 1П з лімітом у 60 осей, при перевищенні якого знеструмлюється спеціальне реле переповнення модулем виведення.

Виходячи з взаємозалежності параметрів оптимізації, заданих формулами (2.2) і (2.3), можна виконати дослідження їхніх значень при одному сталому спільному значенні параметра оптимізації комбінованих та стендових випробувань ( $\beta_x = 1$ ). Цим параметром доцільно обрати найбільш критичний, тобто найвагоміший з позиції мети випробувань. За даними дослідження безпеки використання та експлуатації системи МПЦ-С, параметри оптимізації можна розташувати в порядку зниження їхньої важливості: тестове покриття, матеріальні ресурси, часові ресурси, людські ресурси на проведення випробувань. Тоді приймається рівність  $N_{ТС\_к} = N_{ТС\_с}$ , а дослідженню буде підлягати ресурсоємність комбінованих випробувань порівняно зі стендовими, за умови забезпечення одними й іншими однакового тестового покриття. При цьому прийняті такі припущення: як КВК МПЦ, так і традиційний випробувальний стенд мають спільний набір обладнання верхнього, середнього рівнів і пристроїв узгодження між рівнями; випробувальне обладнання перебуває в повній готовності, тобто параметри  $t_{форм\_к}$  і  $t_{форм\_с}$  повністю відпрацьовані; при дослідженні враховуються тільки ті елементи параметрів у формулах (2.2), (2.3), які відрізняються для різних видів випробувань (МПК, проміжки

часу, випробувачі). Отже, на прикладі наведеного фрагмента станції буде досліджений лише параметр  $\beta_{\text{МПК}}$  при сталому  $\beta_{\text{ТС}} = 1$ .

Весь процес випробувань  $F$  можна розділити на непересічні множини експериментів з об'єктами певних груп  $F = \bigcup_{i=1}^n F_i(\Lambda_i)$ , де  $\Lambda_i$  – функціональна група поєднань взаємно-однозначних ОКК, їхніх МПК та програмних модулів на верхньому та середньому рівнях МПЦ. Кожна підмножина  $F_i \subset F$  ізоморфна групі  $\Lambda_i$ , тому є абелевою групою відносно індексу (номера) елемента в групі. Кожна така група може бути розділена на класи еквівалентності за конкретною модифікацією використаного

МПК  $\Lambda_i = \bigcup_{j=1}^s \Lambda_{ij}$ , яким відповідають множини експериментів  $F_i = \bigcup_{j=1}^s F_{ij}(\Lambda_{ij})$ .

Кожен клас  $\Lambda_{ij}$  є абелевою групою, якій ізоморфна множина  $F_{ij}$ , що також є групою відносно індексу  $j$ . Кожному експерименту в межах цієї групи  $f_{ijl}(\alpha_{ijl}) \in F_{ij}(\Lambda_{ij})$  відповідає деяка множина технологічних ситуацій на підконтрольній станції  $TS_{ijl}(\Lambda) \leftarrow f_{ijl}(\alpha_{ijl})$ , які забезпечують всі логічні залежності для ОКК  $a_{ijl} \in \alpha_{ijl}$ . Так само можна виділити класи еквівалентності  $TS_{ijk}(\Lambda) \subset TS_{ijl}(\Lambda)$  за принципом однотипності технологічних ситуацій (наприклад, множини ворожих маршрутів, зайнятих та замкнутих станів негабаритних ділянок, замкнутих станів стрілочних секцій тощо). Тоді в межах кожного класу  $F_{ij}$  еквівалентності можна виділити хоча б одну підмножину  $F_{ijk} \subseteq F_{ij}$ , якій відповідатиме система представників  $(TS_{ijk}^{\text{ІП}}(\Lambda) \subset TS_{ijl}) = \{ts \mid \forall TS_{ijk} \rightarrow \exists! ts \in TS_{ijk}\} \subset TS_{ijl}(\Lambda)$  [3].

Ураховуючи транзитивність відношення еквівалентності [6], для перевірки (контролю) взаємодії всіх компонентів системи МПЦ у комплексі достатньо провести мінімальну вибірку експериментів  $[F_{ijk}]_{\text{min}}$  у межах кожного класу  $F_{ij}$ :

$$F(\Lambda) \rightarrow \left[ \bigcup_{ijk \rightarrow TS_{ij}^{PP}} F_{ijk}(\Lambda_{ijk}) \right]_{\min} = \bigcup_{i=1}^n \bigcup_{j=1}^s F_{ijk}^{\min}(\Lambda_{ijk}), \quad (2.4)$$

де  $n = \text{const}$  – кількість класів толерантності (груп) за принципом спільності інтерфейсного драйверу взаємодії середнього та нижнього рівнів;

$s = s(i,k)$  – кількість класів еквівалентності за конкретною модифікацією використаного МПК нижнього рівня;

$F_{ijk}^{\min}(\Lambda_{ijk})$  – множина експериментів мінімальної потужності, якій відповідає система представників  $TS_{ij}^{PP}(\Lambda)$ :  $[F_{ijk}^{\min}(\Lambda_{ijk})] = [F_{ijk}(\Lambda_{ijk})]_{\min}$ .

Ураховуючи бієкцію  $f_{iji}(\alpha_{iji}) \leftrightarrow a_{iji}$ , вибір множин  $F_{ijk}^{\min}(\Lambda_{ijk})$  доцільно виконувати шляхом визначення відповідних їм множин  $\{a_{iji}\}$ . На основі властивостей програмного та апаратного забезпечення системи МПЦ-С [3] для фрагмента станції на рисунку 2.2 можна виділити такі класи еквівалентності: маневрові світлофори (у складі групи світлофорів); стрілки (у складі групи стрілок); датчики рахунку осей (у складі групи датчиків рахунку осей); модулі введення, модулі виведення (у складі групи модулів введення-виведення). Останні використовуються для технічного забезпечення процесу огороження станційних колій та ув'язки з технологічним обладнанням та сигналізацією. Шляхом аналізу колійного розвитку на заданому фрагменті можна впевнитися, що для нього кожна множина  $A_{ijk} \leftrightarrow F_{ijk}^{\min}(\Lambda_{ijk})$  складається з одного елемента, якому забезпечується весь набір ситуацій  $TS_{ij}^{PP}(\Lambda)$ :

– світлофора M20, логічно пов'язаного з такими об'єктами: світлофорами M7, M22, M24, M28 (наявність/відсутність ворожих маршрутів або сигналів); стрілками 10 і 12 (з яких стрілка 12, залежно від маршруту, може бути ходовою або охоронною); ділянками колій (ДРО)

6/10П, 10СП, 1АП, 1П, 12СП, 4П (з яких ділянка 12СП, залежно від маршруту, може бути ходовою або негабаритною); модулем введення, до входів якого підключені електричні кола контролю технологічних світлофорів Т2 і Т3, розпушувача вугілля та вагоноперекидача;

– стрілки 10, логічно пов'язаної з такими об'єктами: світлофорами М20, М24, М26, М28 (маршрутне переведення в кожне з положень, охоронні функції); стрілкою 12 (охоронна); ділянками 10СП, 12СП (замкнуте, зайняте положення, участь у маршруті, що охороняється цією стрілкою); модулем введення, до входів якого підключені електричні кола контролю технологічних світлофорів Т2 і Т3, розпушувача вугілля та вагоноперекидача (для забезпечення моделювання парних маршрутів по плюсовому положенню від світлофора М20);

– ділянки 1П, логічно пов'язаної з такими об'єктами ЕЦ: світлофорами М7, М20 (моделювання маршрутів на колію); стрілками 10, 12, 9, 11, 15; ділянками (ДРО) 11-15СП, 1АП, 10СП, 12СП; модулем введення, до входів якого підключені електричні кола контролю технологічних світлофорів Т2 і Т3, розпушувача вугілля та вагоноперекидача; модулем виведення, до виходів якого підключені кола комутації реле перевищення ліміту кількості осей на цій колії;

– модуля введення, до входів якого підключені кола технологічних світлофорів Т2 і Т3, розпушувача вугілля та вагоноперекидача, логічно пов'язаного зі світлофором М20, колією 1П та стрілками 9, 11, 15, 10, 12 (вільність колії та стан стрілок контролюється через цей модуль у схемі огороження вагоноперекидача);

– модуля виведення, до виходів якого підключені реле переповнення колії 1П, включення індикації огороження та блокування технологічного обладнання, який логічно пов'язаний з колією 1П та модулем введення, що описаний вище.

Застосування комбінованих випробувань за певним методом, на відміну від стендових, передбачає фізичне моделювання лише обраного об'єкта, тоді як поведінка логічно пов'язаних з ним об'єктів відтворюється засобами СІМ. Для визначення параметра  $\beta_{\text{МПК}}$  у таблиці 2.1 складена порівняльна характеристика кількості задіяного у складі випробувального комплексу обладнання при стендових та комбінованих випробуваннях за умови  $\beta_{\text{ТС}} = 1$ . При цьому для МПК ураховано єдність конструктивів двоканальних мікропроцесорних контролерів світлофорів (МКСВ) та стрілок (МКСТ) і окремі прилади для кожного каналу мікропроцесорних контролерів рейкових датчиків (МКРД), модулів введення (МК-IN32.01) та виведення (МК-OUT32.01) (опис та призначення цих МПК для системи МПЦ-С, на прикладі якої наведено методику оцінки ефективності комбінованих випробувань, наведено в роботах [3, 4]).

Підрахунок загальної кількості одиниць МПК різних типів виконується визначенням потужностей поєднань їхніх множин для експериментів з різними ОКК. Це пов'язано з наявністю спільних ОКК різних типів у різних експериментах:

$$N_{\text{МПК-Х}} = \left[ \bigcup_{g=1}^v (LL_{\text{МПК-Х}})_g \right], \quad N_{\text{МПК}} = \sum_{h=1}^w (N_{\text{МПК-Х}})_h,$$

де  $N_{\text{МПК-Х}}$  та  $N_{\text{МПК}}$  – відповідно кількість МПК певної модифікації та загальна кількість МПК у складі випробувального стенда або КВК;

$v$  – кількість ОКК, відносно яких проводяться експерименти;

$LL_{\text{МПК-Х}}$  – множина МПК певної модифікації в межах сукупності експериментів відносно конкретного ОКК;

$w$  – кількість модифікацій МПК у межах стенда або КВК МПЦ.



Таблиця 2.1 – Порівняльна характеристика кількості задіяного обладнання у складі стенду при двох видах випробувань

№ з/п	Об'єкт	Кількість МПК та макетів ОКК						Доцільний метод випробувань
		МПК	СВ	КВ	Макет	СВ	КВ	
1	Світлофор М20	МКСВ	5	1	«Світлофор»	5	1	ВО для МКСВ ІМ для МКСТ ІМ для МКРД ІМ для МК-IN ІМ для МК-OUT
		МКСТ	2	0	«Стрілка»	2	0	
		МКРД	18	0	«ДРО»	18	0	
		МК-IN	2	0	«Введення»	2	0	
		МК-OUT	0	0	«Виведення»	0	0	
		Всього:	27	0	Всього:	27	1	
2	Стрілка 10	МКСВ	4	0	«Світлофор»	4	0	СІМ для МКСВ ВО для МКСТ ІМ для МКРД ІМ для МК-IN ІМ для МК-OUT
		МКСТ	2	1	«Стрілка»	2	1	
		МКРД	12	0	«ДРО»	12	0	
		МК-IN	2	0	«Введення»	2	0	
		МК-OUT	0	0	«Виведення»	0	0	
		Всього:	20	1	Всього:	20	1	
3	Ділянка ІП	МКСВ	2	0	«Світлофор»	2	0	ІМ для МКСВ ІМ для МКСТ ВО+ВК для МКРД ІМ для МК-IN ІМ для МК-OUT
		МКСТ	5	0	«Стрілка»	5	0	
		МКРД	26	1	«ДРО»	26	0	
		МК-IN	2	0	«Введення»	2	1	
		МК-OUT	2	0	«Виведення»	2	0	
		Всього:	37	1	Всього:	37	1	
4	Модуль введення	МКСВ	1	0	«Світлофор»	1	0	ІМ для МКСВ ІМ для МКСТ ІМ для МКРД ВГ+ВК для МК-IN ІМ для МК-OUT
		МКСТ	5	0	«Стрілка»	5	0	
		МКРД	4	0	«ДРО»	4	0	
		МК-IN	2	1	«Введення»	2	1	
		МК-OUT	0	0	«Виведення»	0	0	
		Всього:	12	1	Всього:	12	1	
5	Модуль виведення	МКСВ	0	0	«Світлофор»	0	0	ІМ для МКСВ ІМ для МКСТ ІМ для МКРД ІМ для МК-IN ВГ+ВК для МК-OUT
		МКСТ	0	0	«Стрілка»	0	0	
		МКРД	4	0	«ДРО»	4	0	
		МК-IN	2	0	«Введення»	2	0	
		МК-OUT	2	1	«Виведення»	2	1	
		Всього:	8	1	Всього:	8	1	
6	Результат для фрагмента станції	МКСВ	5	1	«Світлофор»	5	1	ВО для МКСВ ВО для МКСТ ВО+ВК для МКРД ВГ+ВК для МК-IN ВГ+ВК для МК-OUT Рез.: ВГ+ВО+ВК
		МКСТ	5	1	«Стрілка»	5	1	
		МКРД	26	1	«ДРО»	26	1	
		МК-IN	2	1	«Введення»	2	1	
		МК-OUT	2	1	«Виведення»	2	1	
		Всього:	40	5	Всього:	40	5	
		$\beta_{\text{МПК}}$	0,125		$\beta^{-1}_{\text{МПК}}$	8		

Позначення у таблиці 2.1: СВ – стендові випробування; КВ – комбіновані випробування; ВГ, ВО, ВК – відповідно методи відокремлених груп, об’єктів і каналів; ІМ – імітаційне моделювання; ДРО – датчики рахунку осей рухомого складу.

Як впливає з таблиці 2.1 та рисунку 2.2, для наведеного фрагмента  $v = 5$ ,  $w = 6$ . Отримані значення параметрів комбінованих випробувань  $N_{\text{МПК-Х}} = 1$  для кожної модифікації МПК та відповідне йому  $N_{\text{МПК}} = 5$  забезпечуються за рахунок використання методу відокремлених об’єктів для груп, двоканальні елементи яких виконані в одному конструктиві, та методів відокремлених каналів та об’єктів або груп для груп з окремими конструктивами елементів кожного каналу.

Аналогічно цей випадок розповсюджується на фрагменти станцій будь-якої топології (використання лише одного представника кожної модифікації МПК). Отже, максимальне значення параметра  $N_{\text{МПК-К}}$  визначається потужністю множини типів використаних для підконтрольного фрагмента МПК.

Для більш об’єктивної оцінки економії апаратури при забезпеченні необхідного тестового покриття доцільно скористатися відносним показником  $\delta_{\text{МПК}}$ , що відображує перевищення різниці в кількості МПК над задіяною кількістю

$$\delta_{\text{МПК}} = \frac{N_{\text{МПК-С}} - N_{\text{МПК-К}}}{N_{\text{МПК-К}}} = \frac{N_{\text{МПК-С}}}{N_{\text{МПК-К}}} - \frac{N_{\text{МПК-К}}}{N_{\text{МПК-К}}} = \beta_{\text{МПК}}^{-1} - 1. \quad (2.5)$$

Параметр  $\delta_{\text{МПК}}$  дає змогу оцінити не тільки виграш, але й можливий гіпотетичний програш у кількості МПК при переході від традиційних стендових до комбінованих випробувань (коли ефективність перших перевищує ефективність останніх). Для пояснення цього на рисунку 2.3 наведено сімейство залежностей параметра  $\delta_{\text{МПК}} = \delta(N_{\text{МПК-С}}, N_{\text{МПК-К}} = \text{const})$ ,

побудоване за формулою (2.5) при  $N_{\text{МПК}_K} = 5,12$  (частина підрахованого вище діапазону його значень).

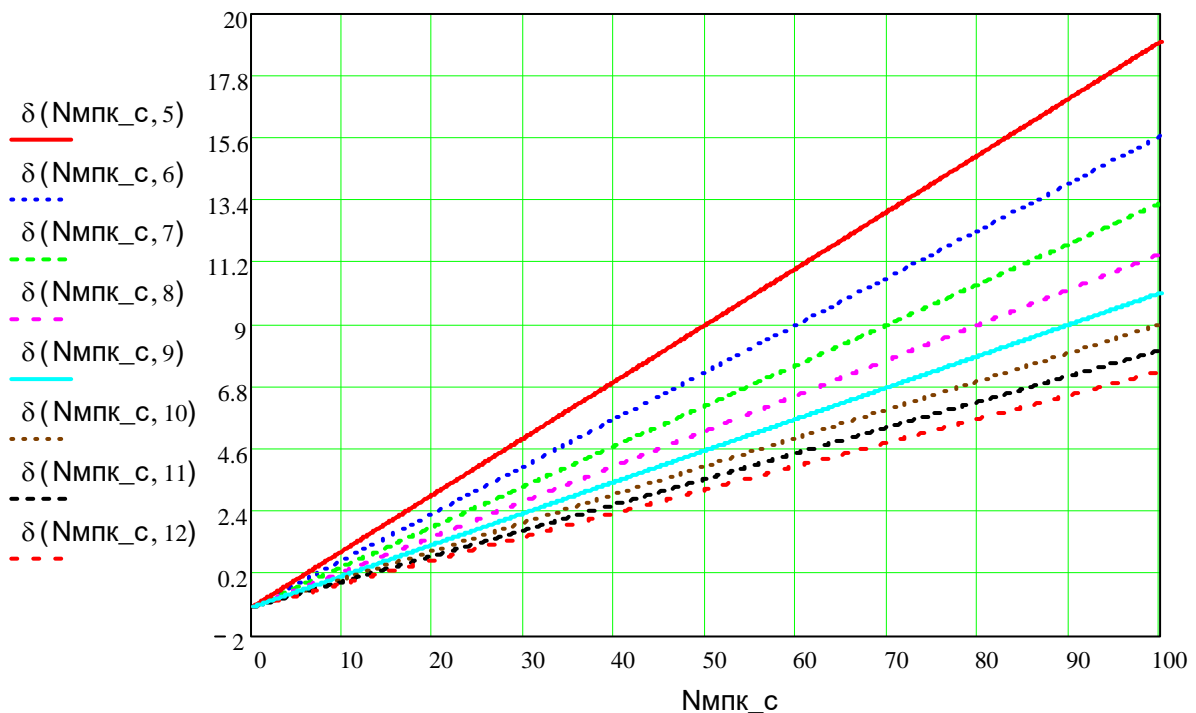


Рисунок 2.3 – Залежності параметра  $\delta_{\text{МПК}}$  від  $K_{\text{МПК}_C}$  при  $K_{\text{МПК}_K} = \text{const}$

Від’ємна область значень  $\delta_{\text{МПК}}$  визначає випадки, коли застосування відповідного методу комбінованих випробувань не є ефективним, тобто випробування потребують більшої кількості МПК. Подібна ситуація може виникнути, як мінімум, у двох випадках: у разі використання методу відокремлених груп за умови відповідності обраним ОКК різних елементів колійного розвитку при комбінованих та стендових випробуваннях; у разі помилкового розподілу об’єктів за різними способами моделювання при будь-якому методі комбінованих випробувань.

Так чи інакше, значення  $\delta_{\text{МПК}} \leq 0$  може свідчити або про помилковість складеної програми та методики випробувань (ПМВ), неоптимальність вибору самого методу комбінованих випробувань чи

комбінації методів, або недоцільність застосування комбінованих випробувань у конкретній ситуації.

При цьому граничний випадок, коли  $\delta_{\text{МПК}} = 0$ , відповідає мінімальному фрагменту залізничної станції, який характеризується одиничністю ОКК з МПК певного типу, з якими пов'язані досліджувані об'єкти.

При правильному складанні ПМВ ефективність комбінованих випробувань збільшується при ускладненні топології колійного розвитку залізничної станції, коли зростає кількість взаємозалежних ОКК, що характеризується зростанням параметра  $K_{\text{МПК}_C}$ . Як видно з графіків на рисунку 2.3, економія апаратури при значному розгалуженні може більш ніж на порядок перевищити необхідну кількість дослідних зразків МПК у складі КВК МПЦ.

У більш загальному випадку співвідношення між значеннями  $K_{\text{МПК}_C}$  та  $K_{\text{МПК}_K}$  може бути довільним. Головним фактором, що його визначає, є технічні можливості та адекватності СІМ. На рисунку 2.4 згідно з формулою (2.5) наведено поверхневий графік залежності  $\delta_{\text{МПК}} = \delta(N_{\text{МПК}_C}, N_{\text{МПК}_K} \neq \text{const})$  у діапазоні значень  $N_{\text{МПК}_C} = \overline{1,50}, N_{\text{МПК}_K} = \overline{1,50}$ , тому, згідно з (2.5)  $\delta_{\text{МПК}} = \overline{0,49}, \beta_{\text{МПК}}^{-1} = \delta_{\text{МПК}} + 1 = \overline{1,50}$ .

Досвід розроблення систем МПЦ-С показує, що можливості традиційних стендів не дають змоги підключити необхідну для повного тестового покриття кількість МПК. Тому КВК МПЦ надає вигоду не тільки в економії обладнання, але й кількості відтворюваних технологічних ситуацій за рахунок модулів СІМ [6].

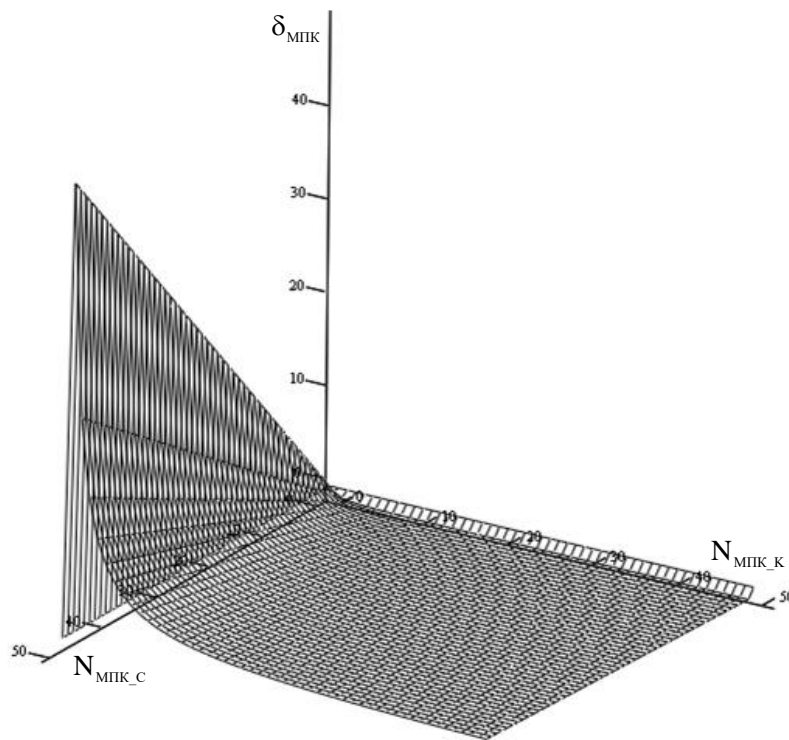


Рисунок 2.4 – Залежності параметра  $\delta_{\text{МПК}}$  від  $K_{\text{МПК}_C}$   
при  $K_{\text{МПК}_K} \neq \text{const}$

### 2.3 Достовірність комбінованих випробувань та її оцінка

Результати комбінованих випробувань можуть бути розповсюджені на елементи всіх рівнів системи МПЦ лише за умови адекватності спеціалізованої комбінованої моделі (СКМ), що полягає у поєднанні СІМ з МПК. Ураховуючи, що СІМ та МПК взаємодіють із серверами ПОЛЗ у складі КВК МПЦ незалежно, по окремих інтерфейсних лініях, а логічні залежності забезпечуються тільки засобами ППЗ середнього рівня, адекватність СКМ полягає, по-перше, в адекватності СІМ і, по-друге, в достовірності результатів розповсюдження характеристик системи представників МПК у складі КВК МПЦ на всі інші МПК станції.

Адекватність СІМ розглянуто та підтверджено шляхом тестування, проведеного в роботі [3]. Розповсюдження результатів випробувань системи представників, обраних за формулою (2.4), на всі відповідні класи

еквівалентності безпосередньо впливає із транзитивності даного відношення. Проте відхилення параметрів окремого МПК  $\Pi_{\text{бр}} \in LL_{ij} \cong \Lambda_{ij}$ , яке може бути наслідком виробничого браку, призводить до того, що група  $LL_{ij}$  перестає бути класом еквівалентності, а таким стає множина  $LL_{ij} / (LL_{ij}^{\text{бр}} = \{\Pi_{\text{бр}}\})$ . Тоді результати випробувань над МПК  $\Pi_{\text{бр}}$  не можуть бути розповсюджені на всю множину однотипних елементів. Саме для запобігання можливості включення таких МПК до КВК МПЦ однією з необхідних умов застосування комбінованих випробувань є наявність попередньої експертизи пристроїв нижнього рівня, яка полягає в їх вихідному контролі на підприємстві-виробнику, за результатами якого елементи  $\{\Pi_{\text{бр}}\}$  виключаються або ремонтуються [2, 3].

Однак, як би добре не був організований виробничий вихідний контроль МПК, завжди залишається множина неврахованих факторів, вплив яких призводить до випадкових помилок, внаслідок яких виникає множина  $LL_{ij}^{\text{пом}} = \{\Pi_{\text{пом}}\}$  МПК з невиявленими відхиленнями технічних параметрів, підключення елементів якої до КВК МПЦ також призводить до помилкових результатів технічного контролю. Отже, оцінка адекватності комбінованих випробувань полягає в розрахунку їхньої достовірності, визначеною ймовірністю належності довільно обраного з усієї сукупності МПК елемента  $\Pi \in LL_{ij}$  до класу еквівалентності  $LL_{ij}^c = LL_{ij} / LL_{ij}^{\text{пом}} : P(E : \Pi \in LL_{ij}^c) = P(E)$  [2, 3].

Зазначені випадкові помилки інтерпретуються кількістю бракованих виробів, виявлених під час дослідної експлуатації, та їхнім співвідношенням з загальною кількістю виробів відповідної групи. Якщо мати статистичні дані з зазначеної кількості на декількох об'єктах впровадження системи МПЦ, то ймовірність  $P(E)$  може бути розрахована на основі статистичних методів [6].

У цих методичних вказівках виконано розрахунок ймовірності  $P(E)$  на прикладі системи МПЦ-С. Для різних її модифікацій (МПЦ-Д, МПЦ-Ц), впроваджених на чотирьох залізничних станціях, результати збору даних про брак МПК різних типів у перші місяці експлуатації наведено в таблиці 2.2. Збір даних був виконаний на основі записів оперативного й технічного персоналу, підтверджених результатами аналізу електронних протоколів [3].

З таблиці 2.2 випливає, що для модулів введення МК-IN32.01 і виведення МК-OUT16.01 не спостерігалось браку під час експлуатації, що можна пояснити невеликими партіями виготовлення цих приладів та пов'язаною з нею мінімізацією помилки вихідного контролю.

Таблиця 2.2 – Дані з браку мікропроцесорних контролерів, виявленого при дослідній експлуатації системи МПЦ-С

№ з/п j	Тип МПК	Кількісні характеристики	Номер h та назва станції			
			1	2	3	4
			Пост Південний	Напівгірки	Передача-Донецьк	Транзитна
1	МКСВ	Кількість	58	23	54	18
		Кількість браку	1	1	1	0
		Процент браку	1,72 %	4,35 %	1,86 %	0 %
2	МКСТ	Кількість	19	10	31	10
		Кількість браку	0	0	1	0
		Процент браку	0 %	0 %	3,23 %	0 %
3	МКРД	Кількість	98	50	130	42
		Кількість браку	2	1	3	1
		Процент браку	1,04 %	2,0 %	2,31 %	2,38 %
4	МК-IN32.01	Кількість	2	2	6	2
		Кількість браку	0	0	0	0
		Процент браку	0 %	0 %	0 %	0 %
5	МК-OUT16.01	Кількість	2	2	6	2
		Кількість браку	0	0	0	0
		Процент браку	0 %	0 %	0 %	0 %

Виключаючи помилки для модулів введення-виведення (тобто вважаючи 100 % ймовірність виявлення браку під час експертизи), в подальшому вони не будуть враховуватися.

Випадкові помилки слід розглядати як результат впливу великої кількості різноманітних причин, кожна з яких вносить дуже малу помилку, і жодна з них не є домінуючою (якщо виявлені домінуючі помилки, то їх слід віднести до систематичних та враховувати відповідною поправкою).

Відповідно до теореми Ляпунова є підстави вважати, що випадкові помилки розподілені за нормальним законом. Тоді нормально розподіленими будуть і величини  $\omega = \omega_{jh} = (N_{\text{пом}}/N_{\text{заг}}) \times 100\%$  (де  $N_{\text{пом}}$  та  $N_{\text{заг}}$  – кількість відповідно виявлених під час дослідної експлуатації бракованих виробів певного типу, визначеного № з/п  $j$  та станцією №  $h$  в таблиці 2.2, та загальна їхня кількість), що їх відображують. Це дає підставу для застосування методів, пов'язаних з цим видом розподілу, відносно отриманих у таблиці 2.2 величин процента браку  $\omega$  [3].

Подію  $E$  можна вважати одночасним настанням двох подій: неперевикнення процента браку  $\omega$  певного МПК з усієї сукупності  $N_{\text{заг}}$  деякого значення  $\omega_{\text{max}}$  ( $\omega \leq \omega_{\text{max}}$ ) та вибору МПК із сукупності  $N_{\text{заг}} - N_{\text{пом}}(\omega_{\text{max}})$  справних приладів. Друга подія є залежною від першої і настає у разі її виникнення. Тоді, згідно з правилом знаходження ймовірності походження залежних подій [5]:

$$P(E) = P(\omega \leq \omega_{\text{max}}) \times P_{\omega \leq \omega_{\text{max}}}(\Pi \in LL_{ij}^e). \quad (2.6)$$

Враховуючи, що з усіх  $N_{\text{заг}}$  можливих результатів вибору МПК справному відповідають  $N_{\text{заг}} - N_{\text{пом}}$  результатів, згідно з класичним визначенням ймовірності [6] умовна ймовірність  $P_{\omega \leq \omega_{\text{max}}}(\Pi \in LL_{ij}^e)$  визначається:



$$P_{\omega \leq \omega_{\max}} (\Pi \in LL_{ij}^e) = \frac{N_{\text{заг}} - N_{\text{пом}}^{\max}}{N_{\text{заг}}} = 1 - \frac{N_{\text{пом}}^{\max}}{N_{\text{заг}}} = 1 - \frac{\omega_{\max}}{100\%}, \quad (2.7)$$

де  $N_{\text{пом}}^{\max}$  – абсолютна кількість бракованих МПК, яка відповідає величині  $\omega_{\max}$ .

Звідси формула (2.6) набуває такого вигляду:

$$P(E) = P(\omega \leq \omega_{\max}) \times \left(1 - \frac{\omega_{\max}}{100\%}\right) = \frac{P(\omega \leq \omega_{\max}) \times (100\% - \omega_{\max})}{100\%}. \quad (2.8)$$

Отже, як випливає з виразу (2.8), ймовірність  $P(E)$  є функцією параметра  $\omega_{\max}$ , до визначення якого зводиться задача підтвердження адекватності.

Виходячи з того, що процент браку не може бути від'ємним, над інтервалом  $\omega \leq \omega_{\max}$  можна зробити такі рівнозначні перетворення:

$$\begin{aligned} (\omega \leq \omega_{\max}) &\equiv (0 \leq \omega \leq \omega_{\max}) \equiv (\omega_0 - \Delta\omega = 0 \leq \omega \leq \omega_0 + \Delta\omega = \omega_{\max}) \equiv \\ &\equiv (-\Delta\omega \leq \omega - \omega_0 \leq +\Delta\omega). \end{aligned} \quad (2.9)$$

Значення величин  $\omega_0$  та  $\Delta\omega$  знаходяться з такої системи рівнянь:

$$\begin{cases} \omega_0 - \Delta\omega = 0; \\ \omega_0 + \Delta\omega = \omega_{\max}; \end{cases} \rightarrow \begin{cases} \omega_0 = \Delta\omega; \\ 2\Delta\omega = \omega_{\max}; \end{cases} \rightarrow \omega_0 = \Delta\omega = \frac{\omega_{\max}}{2}. \quad (2.10)$$

Згідно з формулою (2.9) має місце рівність:

$$P(\omega \leq \omega_{\max}) = P(-\Delta\omega \leq \omega - \omega_0 \leq +\Delta\omega),$$

яка дає підставу для визначення довірчих імовірностей та довірчих інтервалів для розрахунку цієї ймовірності та значення  $\omega_{\max}$ . З урахуванням результату (2.10), значення  $P(\omega \leq \omega_{\max})$  визначається через інтеграли ймовірності та Лапласа [3]:

$$P(\omega \leq \omega_{\max}) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\frac{\omega_{\max}}{2}}^{+\frac{\omega_{\max}}{2}} e^{-\frac{(\omega - \frac{\omega_{\max}}{2})^2}{2\sigma^2}} d\left(\omega - \frac{\omega_{\max}}{2}\right) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_0^{\chi} e^{-\frac{\chi^2}{2}} d\chi = 2\Phi(\chi), \quad (2.11)$$

де  $\sigma$  – середнє квадратичне відхилення (СКВ) випадкової величини  $\omega$ ;

$$\chi = \frac{\omega - \frac{\omega_{\max}}{2}}{\sigma} = \frac{2\omega - \omega_{\max}}{2\sigma} \quad - \quad \text{параметр, що інтерпретує інтеграл}$$

імовірності в інтеграл Лапласа;

$\Phi(\chi)$  – функція (інтеграл) Лапласа.

При відомому значенні середньоквадратичного відхилення (СКВ)  $\sigma$  може бути визначена ймовірність  $P(\omega \leq \omega_{\max})$  при заданому припустимому  $\omega_{\max}$  або навпаки – значення  $\omega_{\max}$  при заданій припустимій (довірчій) імовірності  $P(\omega \leq \omega_{\max})$  за довідковими даними, що визначають значення функції  $\Phi(\chi)$  у будь-якій точці  $\chi$  [3].

Проте у випадку, визначеному в таблиці 2.2, величина  $\sigma$  невідома, а її підрахунок неможливий через відсутність даних про конкретні значення функції розподілу випадкових величин  $\omega$ . Для вирішення цієї проблеми, згідно з класичною теорією помилок [5], можна скористатися методом максимальної правдоподібності та формулою Бесея, відповідно до яких величина  $\sigma$  замінюється середнім значенням вибіркового стандарту  $s_{\text{cp}}$ , що становить її наближене значення:

$$\sigma \rightarrow s_{\text{cp}} = \sqrt{\frac{1}{\rho(\rho-1)} \sum_{h=1}^{\rho} (\omega_{\text{jh}} - \omega_{\text{cp}})^2}, \quad \omega_{\text{cp}} = \frac{1}{\rho} \sum_{h=1}^{\rho} \omega_{\text{jh}}, \quad (2.12)$$

де  $\omega_{cp}$  – середнє значення параметра  $\omega_{jh}$  для всіх станцій – його точкова оцінка;

$\rho$  – кількість спостережень величини  $\omega_{jh}$  (піддослідних станцій).

Проте безпосереднє застосування формул (2.11) і (2.12) обмежене такими чинниками: значний дефіцит статистичних даних, заданих у таблиці 2.2 (наявні тільки чотири об'єкти, на яких були здійснені спостереження:  $\rho = 4$ ), у зв'язку з чим знижується достовірність оцінки за допомогою величини  $s_{cp}$ ; нерівноточність спостережень для кожної станції, що пов'язана хоч і близькими за характеристиками типами МПК, проте не цілком ідентичними, а також відмінностями в технології роботи, які могли призвести до різних проявів браку.

Вирішення першої проблеми досягається методом Стюдента, що базується на однойменному розподілі, широко застосовуваному в статистиці малих вибірок (мікростатистиці). На основі формул розподілу Стюдента, викладених у роботі [8], та з урахуванням виразів (2.10) – (2.12) і прийнятих припущень (зокрема  $\sigma \rightarrow s_{cp}$ ), можна записати таке проміжне значення ймовірності:

$$\begin{aligned}
 P(\omega \leq \omega_{\max}) &= P\left(-t_p \leq u = \frac{\omega_{cp} - \frac{\omega_{\max}}{2}}{s_{cp}} \leq +t_p\right) = P\left(-t_p s_{cp} \leq \omega_{cp} - \frac{\omega_{\max}}{2} \leq +t_p s_{cp}\right) = \\
 &= P\left(\omega_{cp} - t_p s_{cp} \leq \frac{\omega_{\max}}{2} \leq \omega_{cp} + t_p s_{cp}\right) = P(2\omega_{cp} - 2t_p s_{cp} \leq \omega_{\max} \leq 2\omega_{cp} + 2t_p s_{cp}) = \\
 &= \int_{-t_p}^{+t_p} \left[ \frac{\Gamma\left(\frac{\kappa+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi\kappa}\Gamma\left(\frac{\kappa}{2}\right)} \left(1 + \frac{u^2}{\kappa}\right) \right] du = 2 \int_0^{+t_p} \left[ \frac{\Gamma\left(\frac{\kappa+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi\kappa}\Gamma\left(\frac{\kappa}{2}\right)} \left(1 + \frac{u^2}{\kappa}\right) \right] du = S(t_p, \kappa), \quad (2.13)
 \end{aligned}$$

де  $\Gamma(z) = \int_0^{+\infty} e^{-x} x^{z-1} dx$  – гама-функція: інтеграл Ейлера другого роду  
 ( $x = \text{Re}(z) > 0$ );

$\kappa = \rho - 1$  – коефіцієнт Стюдента, що визначає кількість ступенів свободи однойменного розподілу.

Значення функції Стюдента  $S(t_p, \kappa)$  визначаються при різних значеннях параметрів  $t_p$  і  $\kappa$  за довідковими таблицями [6]. Вона визначає ймовірність того, що відхилення середнього арифметичного значення процента браку  $\omega_{\text{ср}}$  від його істинного значення  $\omega$  не перевищує  $\Delta_p = t_p s_{\text{ср}}$ . При цьому, як випливає з виразу (2.13), ця функція також визначає ймовірність знаходження припустимого процента браку в деякому інтервалі  $\omega_{\text{max}} \in [2\omega_{\text{ср}} - 2t_p s_{\text{ср}}; 2\omega_{\text{ср}} + 2t_p s_{\text{ср}}]$ , окремі елементи якого, як показано нижче, можуть бути меншими за нуль. Враховуючи, що процент браку не може бути від'ємним, від'ємне значення параметра  $\omega_{\text{max}}$  є неможливим, тобто  $P(\omega_{\text{max}} < 0) = 0$ . Отже, враховуючи можливу втрату покриття відрізка  $[0; 2\omega_{\text{ср}} - 2t_p s_{\text{ср}}]$ , що можливо лише при  $2\omega_{\text{ср}} - 2t_p s_{\text{ср}} \geq 0$ , за умови прийняття припустимого браку на рівні  $\omega_{\text{max}} = 2\omega_{\text{ср}} + 2t_p s_{\text{ср}}$ , можна вважати, що ймовірність  $S(t_p, \kappa) \leq P(\omega < \omega_{\text{max}})$ , звідки випливає:

$$P(E') = P(E) - P(\Delta E) = P(\omega_{\text{min}} \leq \omega \leq \omega_{\text{max}}) \times P_{\omega_{\text{min}} \leq \omega \leq \omega_{\text{max}}}(\mathbb{I} \in LL_{ij}^e) \leq P(E), \quad (2.14)$$

де  $\Delta E$  – подія, яка полягає в потраплянні процента браку МПК відповідного типу в інтервал  $[0; \omega_{\text{min}}]$ , несумісна з подією  $E'$ :  
 $P(\Delta E) = P(\omega < \omega_{\text{min}})$ ;

$\omega_{\text{min}} = 2\omega_{\text{ср}} - 2t_p s_{\text{ср}}$  – умовне мінімальне розрахункове значення параметра  $\omega$ .

Згідно з отриманою нерівністю для оцінки адекватності СКМ можна скористатися замість  $P(E)$  ймовірністю  $P(E')$ , завідомо не вищою за неї. Тоді прийнятне значення  $P(E')$  підсилює результат підтвердження адекватності. При цьому можлива втрата значень про ймовірність  $P(\Delta E)$  є витрачанням на застосування мікростатистики. При цьому у випадку, коли  $\omega_{\min} < 0$ , істинним є вираз  $P(\Delta E) = P(\omega_{\min} < 0) = 0$ , звідки випливає:  $P(E')_{\Delta E = \{\omega_{\min} < 0\}} = P(E)$ . Тобто достовірність оцінки адекватності зростає, при цьому відповідні показники ймовірності покращуються.

Для вирішення другої проблеми, пов'язаної з нерівноточністю спостережень, можна скористатися методом зважування [6].

Метод полягає в тому, що кожному спостереженню, наведеному в таблиці 2.2, приписується своя вага, яка виражається цілим числом. Найменш достовірні спостереження отримують і найменшу вагу, а іншим приписується тим більша вага, чим вища їхня достовірність. При цьому вага  $m_{jh}$  розглядається як розмноження спостереження, тобто вважається, що спостереження з вагою  $m_{jh}$  рівноцінно  $m_{jh}$  спостереженням з одиничною вагою, що відповідає зниженню середньої помилки в  $\sqrt{m_{jh}}$  разів. У цьому випадку відповідні вирази у формулі (2.12) для  $\omega_{cp}$  та  $s_{cp}$  набувають такого вигляду:

$$\omega_{cp} = \frac{1}{\sum_{h=1}^{k+1} m_{jh}} \sum_{h=1}^{k+1} [m_{jh} (\omega_{jh} - a)] + a, \quad (2.15)$$

$$s_{cp} = \sqrt{\frac{1}{k(k+1)} \left\{ \sum_{h=1}^{k+1} m_{jh} (\omega_{jh} - a)^2 - \frac{1}{\sum_{h=1}^{k+1} m_{jh}} \left[ \sum_{h=1}^{k+1} (\omega_{jh} - a) \right]^2 \right\}}, \quad (2.16)$$

де  $a$  – довільне число, близьке за значенням до  $\omega_{cp}$ , визначеного згідно з (2.11).

Поєднуючи формули (2.8), (2.10) – (2.16), отримується такий вираз для знаходження ймовірності  $P(E')$ :

$$P(E') = 4 \left( \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh} (\omega_{jh} - a)}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}} + \sqrt{\frac{1}{\kappa(\kappa+1)} \left\{ \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh} (\omega_{jh} - a)^2 - \frac{1}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}} \left[ \sum_{h=1}^{\kappa+1} (\omega_{jh} - a) \right]^2 \right\}} + a \right) \times$$

$$\times \int_0^{+t_p} \frac{(t_p - \kappa) \Gamma\left(\frac{\kappa+1}{2}\right) \sqrt{\frac{1}{\kappa(\kappa+1)} \left\{ \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh} (\omega_{jh} - a)^2 - \frac{1}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}} \left[ \sum_{h=1}^{\kappa+1} (\omega_{jh} - a) \right]^2 \right\}}}{\kappa \sqrt{\pi \kappa \Gamma\left(\frac{\kappa}{2}\right)}} dt_p. \quad (2.17)$$

Ураховуючи, що параметри  $\kappa$ ,  $m_{jh}$ ,  $\omega_{jh}$ ,  $a$  не залежать від  $t_p$ , можна винести відповідну постійну частину за знак інтеграла у формулі (2.17).

Обчисливши інтеграл

$$\int_0^{+t_p} (t_p - \kappa) dt_p = \int_0^{+t_p} t_p dt_p - \kappa \int_0^{+t_p} dt_p = \frac{t_p^2}{2} - \kappa t_p = t_p \left( \frac{t_p}{2} - \kappa \right),$$

приймавши при цьому  $a = \frac{1}{\kappa+1} \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}$ , вираз (2.15) для знаходження  $P(E')$

записується

$$P(E') = \frac{4\kappa^2 t_p \left( \frac{t_p}{2} - \kappa \right) \Gamma\left(\frac{\kappa+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi(\kappa+1) \Gamma\left(\frac{\kappa}{2}\right)}} \sqrt{\frac{\left( \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh} \right)^2 \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh} \left( \omega_{jh} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}}{\kappa+1} \right)^2 - \left[ \sum_{h=1}^{\kappa+1} \left( \omega_{jh} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}}{\kappa+1} \right) \right]^2}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}}} \times$$

$$\times \left( \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh} \left( \omega_{jh} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}}{\kappa+1} \right)}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}} + \sqrt{\frac{\left( \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh} \right)^2 \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh} \left( \omega_{jh} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}}{\kappa+1} \right)^2 - \left[ \sum_{h=1}^{\kappa+1} \left( \omega_{jh} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}}{\kappa+1} \right) \right]^2}{\kappa(\kappa+1) \sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}}} + \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{jh}}{\kappa+1} \right)$$

Безпосередній підрахунок  $P(E')$  за отриманою формулою громіздкий та потребує попередніх визначень інтеграла Ейлера II роду. Тому доцільніше опосередковане його визначення на основі таблиць значень функцій  $S(t_p, \kappa)$ , наведених у роботі [5], яке перемножується зі значенням  $P_{\omega_{\min} \leq \omega \leq \omega_{\max}}(\Pi \in LL_{ij}^e)$  за формулами (2.6), (2.17). Попередньо при цьому знаходяться параметри  $\omega_{\max}$ ,  $\omega_{\text{ср}}$  та  $s_{\text{ср}}$  за формулами (2.13), (2.15) та (2.16).

Для визначення вагових коефіцієнтів  $m_{jh}$  в науково-дослідній роботі [3] проведені експертні оцінки серед компетентних фахівців підприємства-розробника системи МПЦ-С, відповідно до якої отримані такі їхні значення для різних МПК на станціях, перерахованих у таблиці 2.2:

$$\|m_{jh}\| = \left\| \begin{array}{cccc} m_{11} = 3 & m_{12} = 1 & m_{13} = 4 & m_{14} = 2 \\ m_{21} = 2 & m_{22} = 1 & m_{23} = 3 & m_{24} = 1 \\ m_{31} = 4 & m_{32} = 2 & m_{33} = 4 & m_{34} = 2 \end{array} \right\|.$$

Оцінювання вагових параметрів виконано шляхом анкетного опитування п'ятнадцяти експертів за п'ятибальною шкалою [3].

Розрахунок імовірності  $P(E')$  для комбінованих випробувань системи МПЦ-С згідно з даними, наведеними в таблиці 2.2, виконаний у додатку А (в середовищі MathCAD 15). При цьому значення функції  $S(t_p, \kappa)$  визначено згідно з таблицею 2.3 [3].

Таблиця 2.3 – Табульовані значення функції  $S(t_p, \kappa)$ 

$t_p$	Значення $S(t_p, \kappa)$ при значеннях $\kappa$					
	1	2	3	4	7	11
0,1	0,063	0,071	0,073	0,075	0,078	0,07966
0,2	0,126	0,140	0,146	0,149	0,155	0,15852
0,5	0,295	0,333	0,349	0,356	0,373	0,38292
1,0	0,500	0,577	0,609	0,626	0,661	0,68269
2,0	0,705	0,817	0,861	0,884	0,926	0,95450
<b>3,0</b>	0,795	0,905	<b>0,942</b>	0,960	0,988	0,99730
<b>5,0</b>	0,874	0,962	<b>0,985</b>	0,992	0,999	0,99999

Розраховані в програмі додатка А значення параметрів, які визначають достовірність розповсюдження експериментальних даних для трьох типів МПК на всю підконтрольну сукупність (у межах станції), зведені в таблиці 2.4.

Таблиця 2.4 – Узагальнення результатів розрахунку достовірності застосування методів комбінованих випробувань

Тип МПК	Параметри, що характеризують випробування							
	$\omega_{cp}$	$s_{cp}$	$t_p$	$\omega_{max}$	$\omega_{min}$	$S(t_p, \kappa)$	$P(E')$	$P\%(E')$
МКСВ	1,695	1,257	3	10,931	-4,151	0,942	0,839	83,903
МКСТ	1,384	1,183	3	9,866	-4,329	0,942	0,849	84,906
МКРД	2,180	0,789	5	12,249	-3,529	0,985	0,864	86,435

Як впливає з результатів розрахунків, усі значення  $\omega_{min}$  від'ємні, тому, згідно з викладками під формулою (2.14), у цьому випадку  $P(E') = P(E)$ .

Отримані значення ймовірностей вибору одного МПК певного типу для КВК МПЦ не є достатніми з позиції розповсюдження результатів на інші зразки. Вирішення проблеми полягає в проведенні декількох циклів комбінованих випробувань над різними МПК певної групи за однаковою методикою. Для цього на кожний цикл обирається своя, еквівалентна з іншими, система представників.



Для можливості розповсюдження результатів випробувань достатньо, щоб хоча б один дослідний зразок МПК належав до класу еквівалентності (не був бракованим). Події, що полягають в одночасному виборі декількох представників для випробувань, є незалежними, а вибір хоча б одного небракованого МПК є поєднанням цих подій. Тоді, за формулою знаходження ймовірності поєднання кінцевої кількості незалежних подій, загальна ймовірність  $P(E_{\text{заг}})$  коректного розповсюдження результатів випробувань на всю партію становитиме [6]:

$$P(E_{\text{заг}}) = P\left(\bigcup_{k=1}^n E_k\right) = \sum_{k=1}^n P(E_k) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(E_i \cap E_j) + \sum_{1 \leq i < j < k \leq n} P(E_i \cap E_j \cap E_k) - \dots + (-1)^{n+1} P(E_1 \cap E_2 \cap E_3 \cap \dots \cap E_n), \quad (2.18)$$

де  $n$  – кількість циклів випробувань та відповідних систем представників МПК;

$E_1, E_2, \dots, E_n$  – події, що полягають у виборі системи представників без браку.

Згідно з властивостями незалежних подій та попередніми викладками щодо довільності вибору МПК, події  $E_1, E_2, \dots, E_n$  рівноймовірні [5, 6]:

$$P(E_1) = P(E_2) = P(E_3) = \dots = P(E_n) = P(E), \quad (2.19)$$

звідки впливає такий вигляд формули (2.18) для даного випадку:

$$P(E_{\text{заг}}) = C_n^1 P^1(E) - C_n^2 P^2(E) + C_n^3 P^3(E) - \dots + (-1)^{n+1} C_n^n P^n = \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} C_n^k P^k(E). \quad (2.20)$$

При виведенні формули (2.20) враховано правило знаходження ймовірності перетину незалежних подій:  $P\left(\bigcap_{k=1}^n E_k\right) = \prod_{k=1}^n P(E_k)$  [6].

Згідно з виразом (2.20) за даними, зведеними до таблиці 2.4, на рисунку 2.5 наведено графіки залежності ймовірності коректного розповсюдження результатів випробувань для трьох типів МПК від кількості циклів випробувань.

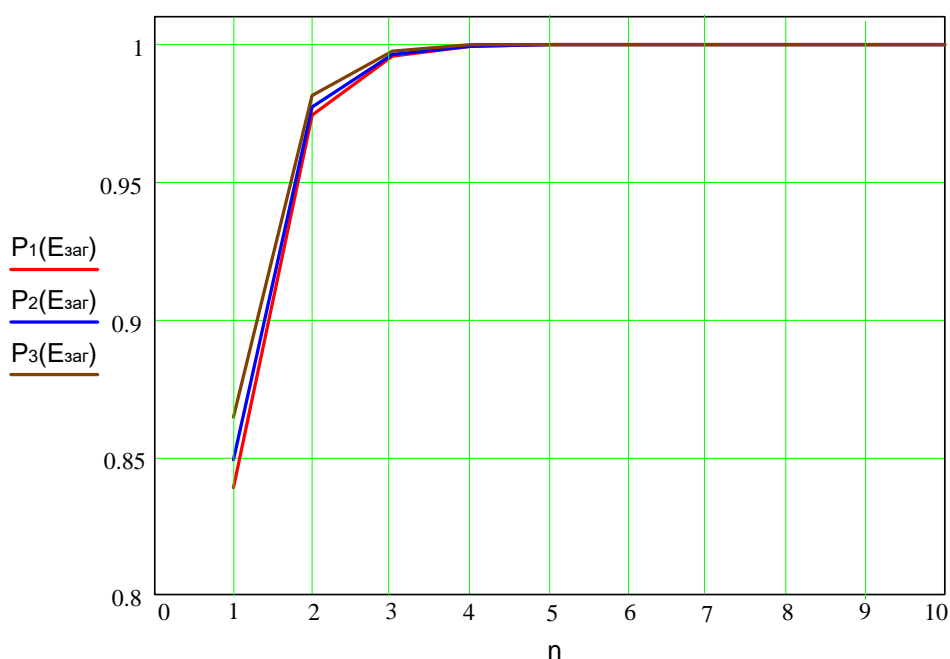


Рисунок 2.5 – Залежності  $P(E_{зар})$  від кількості циклів випробувань

Як впливає з графіків, вже при двох циклах випробувань ймовірність  $P_j(E)$  для кожного  $j$ -го типу МПК перевищує 95 %, а починаючи з чотирьох циклів практично дорівнює 100 %. Зазначена кількість циклів є цілком прийнятною для реалізації, що свідчить про достатньо високу достовірність технічного контролю.

Крім ймовірностей  $P_j(E_{зар}) = P(E_{зар}^j)$ , для окремих типів МПК важливе значення має також ймовірність  $P(D_{зар})$ , що полягає у відсутності браку в усій обраній системі представників. Події, що полягають у виборі

представників з різних груп, є незалежними, тому  $D_{\text{заг}} = \bigcap_{j=1}^m E_{\text{заг}}^j$ , звідки

впливає, що  $P(D_{\text{заг}}) = \prod_{j=1}^m P_j(E_{\text{заг}})$ , де  $m$  – кількість груп МПК.

Отже, узагальнюючи отримані дані для системи МПЦ-С на всі системи МПЦ, можна вважати, що ймовірність  $P(D_{\text{заг}})$  у загальному випадку залежить від кожного значення  $P_j(E_{\text{заг}})$ , кількості груп  $m$  та кількості циклів випробувань  $n$  і, згідно з формулою (2.20), визначається так [3, 7]:

$$P(D_{\text{заг}}) = \prod_{j=1}^m \sum_{k=1}^n (-1)^{k+1} C_n^k P_j^k(E) = \sum_{k=1}^n \left[ (-1)^{k+1} C_n^k \prod_{j=1}^m P_j^k(E) \right] = \sum_{k=1}^n \left[ (-1)^{k+1} C_n^k P^k(D) \right], \quad (2.21)$$

де  $D$  – відсутність жодного бракованого МПК при одному циклі випробувань.

При порівнянні останніх виразів у формулах (2.20) і (2.21) спостерігається їхній ізоморфізм відносно операцій над змінними  $P(X)$ , де  $X = E \vee D$ . Причому з рівності (2.19) впливає також рівність:

$$P(D) = P(D_1) = P(D_2) = P(D_3) = \dots = P(D_n) = \sum_{k=1}^n \prod_{j=1}^m P_j^k(E),$$

де  $D_1, D_2, \dots, D_n$  – події, що полягають у виборі відповідних систем представників для різних відповідних циклів випробувань;

$P_j(E)$  – ймовірність вибору небракованого МПК із  $j$ -ї групи.

Тоді характер залежності  $P(X_{\text{заг}}) = f[P(X), n]$ , де  $X_{\text{заг}} = E_{\text{заг}} \vee D_{\text{заг}}$  є однаковим для  $X = E$  та  $X = D$ , тобто визначається лише результатом  $P(X)$  (рисунок 2.6).

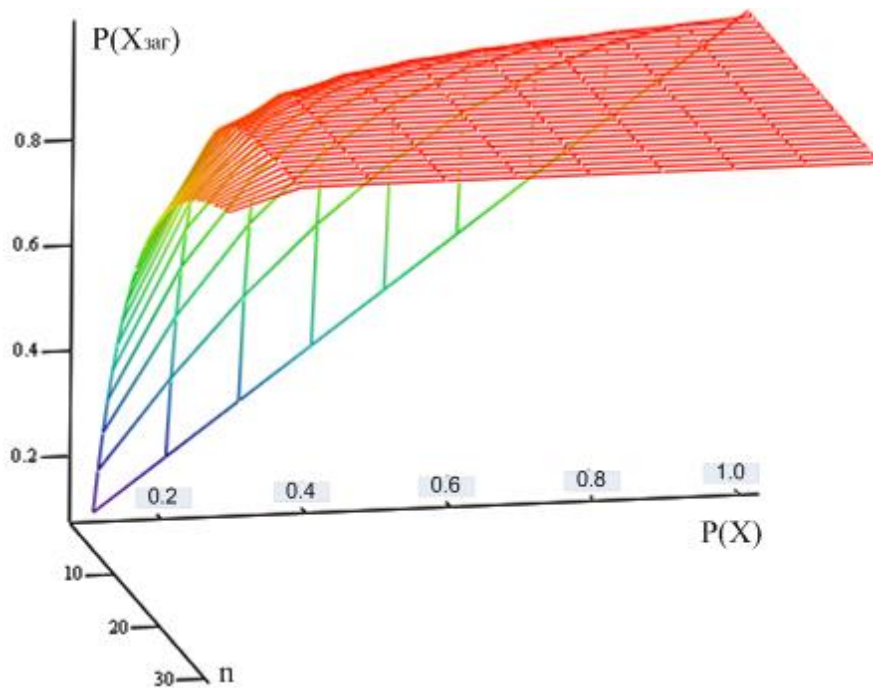


Рисунок 2.6 – Поверхневий графік залежності  $P(X_{\text{заг}})$  від значень  $P(X)$  та  $n$

Наведений графік визначає значення параметрів  $P(E_{\text{заг}})$ ,  $P(D_{\text{заг}})$  незалежно від того, яким способом отримані відповідні вихідні параметри  $P(E)$  або  $P(D)$ , а отже, є узагальненням наведеного вище випадку для МПЦ-С на будь-які системи МПЦ з довільним характером розподілу випадкових величин, аналогічним  $\omega$ .

З графіка випливає, що навіть при незначних імовірностях  $P(X)$  при достатніх значеннях кількості випробувальних циклів, результуюча ймовірність  $P(X_{\text{заг}})$  досягає доволі високих значень (більше 90 %). З цього можна зробити висновок про універсальність запропонованих методів випробувань відносно різнотипних систем керування.

При цьому слід мати на увазі, що, за наведеними вище викладками щодо вибору систем представників на різних циклах, кількість МПК у складі випробувального комплексу пропорційна кількості циклів, причому, враховуючи обмеженість вибірки МПК у будь-якому разі, це справедливо як для комбінованих ( $N_{\text{МПК}_K}$ ), так і для традиційних стендових випробувань ( $N_{\text{МПК}_C}$ ):

$$N_{\text{МПК}_K}(n_k) = k_k n_k, N_{\text{МПК}_C}(n_c) = k_c n_c,$$

де  $n_k, n_c$  – необхідні кількості циклів комбінованих та стендових випробувань для досягнення достатньої  $P(X_{\text{заг}})$  за наявної ймовірності  $P(X)$ ;

$k_k, k_c$  – коефіцієнти, що враховують особливості комбінованих та стендових випробувань (тип МПЦ, фрагмент станції, методика випробувань тощо).

Тоді доцільність проведення комбінованих випробувань з точки зору оптимізації кількості обладнання визначається, згідно з формулою (2.5), прийнятним результатом співвідношення:

$$\delta_{\text{МПК}}(n_k, n_c, k_k, k_c) = \frac{N_{\text{МПК}_C}(n_c)}{N_{\text{МПК}_K}(n_k)} - 1 = \frac{k_c n_c}{k_k n_k} - 1 \geq \delta_{\text{МПК}}^{\min},$$

де  $\delta_{\text{МПК}}^{\min}$  – мінімальне значення  $\delta_{\text{МПК}}$ , при якому доцільні комбіновані випробування.

При відомих значеннях  $k_k, k_c$  доцільність може бути оцінена на основі графіка, наведеного на рисунку 2.4. Вибір значення опорного параметра  $\delta_{\text{МПК}}^{\min}$  залежить від мети, умов, методу та методики випробувань, а також значень, залежних від нього за формулою (2.3) інших параметрів оптимізації. Методи його визначення потребують окремого дослідження. З рисунків 2.4 – 2.6 і таблиці 2.3 встановлено, що при  $P_j(E_{\text{заг}}) \geq 0,98$  та  $P(D_{\text{заг}}) \geq 0,95$  для системи МПЦ-С кількість циклів становить  $n = 3$  при  $\delta_{\text{МПК}} = 2,33$ .

### **3 ЗМІСТ ЗВІТУ З РОБОТИ**

Звіт з самостійної роботи має містити такі елементи:

- 1 Титульний аркуш.
- 2 Бланк завдання (підписаний викладачем).
- 3 Реферат.
- 4 Зміст.
- 5 Вступ.
- 6 Визначення ефективності комбінованих випробувань системи мікропроцесорної централізації залізничної станції.
- 7 Визначення достовірності комбінованих випробувань системи мікропроцесорної централізації залізничної станції.
- 8 Висновки.
- 9 Список використаних джерел.

### **4 ЗАВДАННЯ ДЛЯ ВИКОНАННЯ РОБОТИ**

1 Відповідно до індивідуального завдання, наданого викладачем у вигляді схематичного плану залізничної станції або його фрагмента, згідно з методикою, наведеною в п. 2.2 визначити ефективність комбінованих випробувань системи МПЦ цієї станції порівняно з традиційними стендовими випробуваннями. При цьому слід обґрунтувати методи випробувань для кожної групи об'єктів та навести пояснення щодо вибору системи представників МПК та ОКК нижнього рівня. Результати розрахунку ефективності представити за формою, відповідною таблиці 2.1.

2 Користуючись теоретичними відомостями, наведеними в п. 2.3, а також рекомендованою літературою, відповідно до індивідуального завдання визначити достовірність комбінованих випробувань системи МПЦ для кожної групи ОКК окремо та для всіх МПК в цілому в розрахунку на один

цикл випробувань. Результати розрахунків привести за формою, відповідною таблиці 2.4.

Загальна кількість МПК на залізничних станціях, за якими зібрані статистичні дані з експлуатації, а також кількість бракованих МПК різних груп по станціях задані таблицею 4.1.

Таблиця 4.1 – Загальна кількість і кількість бракованих МПК на залізничних станціях

Станція	Кількість МПК за період експлуатації									
	Загальна кількість					Кількість бракованих				
	МК- СВ	МК- СТ	МК- РД	МК- IN	МК- OUT	МК- СВ	МК- СТ	МК- РД	МК- IN	МК- OUT
А	50	40	55	5	15	3	2	3	1	2
Б	45	35	50	10	5	2	1	3	1	1
В	60	45	65	15	10	4	2	3	2	1
Г	80	65	85	5	15	5	2	4	1	1
Д	90	75	95	10	5	6	3	2	2	2
Е	65	45	70	15	10	3	4	2	2	2
Ж	85	70	90	5	15	4	5	1	1	1
З	95	80	100	10	5	4	5	1	1	1
К	40	25	45	15	10	5	2	2	1	1
Л	35	25	40	5	15	1	1	4	2	2

Для аналізу мікростатистики згідно з індивідуальним варіантом обрати чотири станції відповідно до таблиці 4.2.

Таблиця 4.2 – Вибір станцій за варіантом

Остання цифра шифру	Станція № h			
	1	2	3	4
0	А	Б	В	Г
1	Б	В	Г	Д
2	В	Г	Д	Е
3	Г	Д	Е	Ж
4	Д	Е	Ж	З
5	Е	Ж	З	К
6	Ж	З	К	Л
7	З	К	Л	А
8	К	Л	А	Б
9	Л	А	Б	В

З урахуванням нумерації станції за варіантами згідно з таблицею 4.2 відповідна їм матриця експертних оцінок, узгоджена з номерами  $j$  МПК згідно з таблицею 2.2, має такий вигляд:

$$\|m_{jh}\| = \begin{pmatrix} m_{11} = 3 & m_{12} = 1 & m_{13} = 4 & m_{14} = 2 \\ m_{21} = 2 & m_{22} = 1 & m_{23} = 3 & m_{24} = 1 \\ m_{31} = 4 & m_{32} = 2 & m_{33} = 4 & m_{34} = 2 \\ m_{41} = 4 & m_{42} = 1 & m_{43} = 4 & m_{44} = 4 \\ m_{51} = 2 & m_{52} = 3 & m_{53} = 3 & m_{54} = 2 \end{pmatrix}.$$

3 Побудувати графіки залежності ймовірностей  $P(E_{\text{заг}})$  та  $P(D_{\text{заг}})$  від кількості випробувальних циклів  $n$ . Визначити мінімальну кількість циклів  $n_{\min}$  для досягнення прийнятних значень достовірності  $P_j(E_{\text{заг}}) = P(E_{\text{заг}}^j) \geq 0,98$  для кожної групи МПК та  $P(D_{\text{заг}}) \geq 0,98$  для всієї сукупності МПК.

4 Результати роботи оформити відповідно до вимог розділу 3.

## **5 РЕКОМЕНДАЦІЇ ДО ВИКОНАННЯ ТА ОФОРМЛЕННЯ РОБОТИ**

Самостійна робота виконується паралельно з вивченням розділів програми курсу.

До виконання завдання слід додати коротке пояснення, у якому необхідно вказати, як ті чи інші теоретичні положення з визначення ефективності та достовірності випробувань застосовуються до конкретного колійного розвитку та мікростатистики експлуатації МПК. Забороняється копіювання або переписування в звіт з роботи загальних теоретичних відомостей, не прив'язаних безпосередньо до індивідуального завдання.



Ураховуючи, що методичні вказівки через обмеження свого змісту не можуть містити всіх без виключення теоретичних відомостей і практичних рекомендацій щодо визначення ефективності та достовірності випробувань, здобувачу необхідно додатково користуватися рекомендованою літературою, яка містить серед іншого специфічні наукові джерела – звіт з НДР та публікації в періодичних виданнях. Це додатково сприяє закріпленню навичок магістранта з виконання наукових досліджень.

Оформлення тексту РГР (КР) та формат креслень мають відповідати вимогам щодо оформлення студентської навчальної звітності [7]. При оформленні РГР (КР) дозволяється друкування тексту комп'ютерним способом і використання для виконання графічної частини комп'ютерних графічних пакетів і сучасних засобів оргтехніки.

Пояснювальна записка з розрахунками й кресленнями має бути зброшурована й містити титульний аркуш і перелік використаної літератури. Ураховуючи, що ці методичні вказівки присвячені виконанню тільки другої частини РГР (КР), результати її виконання можуть бути оформлені у вигляді окремого звіту або складової загального звіту з комплексної роботи.

## **6 РЕКОМЕНДАЦІЇ ДО САМОСТІЙНОЇ РОБОТИ**

Слід ураховувати, що дисципліна ДВС АТП базується як на теоретичних знаннях з ряду фундаментальних наук (теорії надійності, графів, матриць, множин, груп тощо), так і прикладних дисциплін (станційних систем автоматики, технічної діагностики, систем диспетчерського управління та ін.). Тому для якісного засвоєння матеріалу

практичних занять та правильного виконання РГР (КР) слід дотримуватися такої методики самостійної роботи:

1 Перед початком кожного практичного заняття необхідно за теоретичною частиною цих методичних вказівок ретельно опрацювати необхідний матеріал. У разі виявлення в ньому незрозумілих термінів, рекомендацій та методів звертатися до рекомендованої за відповідними посиланнями літератури для відновлення або засвоєння необхідних базових знань.

2 При роботі з рекомендованою літературою слід звертатися до аналізу вторинних джерел інформації, на які відповідна література посилається для більш поглибленого вивчення порушених питань.

3 У разі неможливості самостійно розібратися в окремих теоретичних або практичних питаннях необхідно своєчасно звертатися до викладача за консультацією за встановленим кафедрою графіком.

## СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1 Морозов Ю. В., Пастернак І. І. Класифікація засобів модульної взаємодії між клієнтом і сервером. *Вісник Національного університету «Львівська політехніка»*. 2011. Вип. 717. С. 108 – 112.

2 Дослідження надійності та функційної безпечності мікропроцесорних систем електричної централізації стрілок та сигналів ЕЦМ та МПЦ-С : звіт з НДР (заключ.) / керівник А. Б. Бойнік. Харків : УкрДАЗТ, 2012. Номер держ. реєстр. 0112U000578; інв. номер 0712U006644.

3 Дослідження функційної безпечності та електромагнітної сумісності мікропроцесорної системи електричної централізації станції «Вугільна» на етапі імітаційних та стендових випробувань : звіт з НДР

(проміж.) / керівник А. Б. Бойнік. Харків: УкрДАЗТ, 2012. Номер держ. реєстр. 0112U006925; інв. номер 0713U007283.

4 Комбінований випробувальний комплекс мікропроцесорної централізації стрілок та сигналів (КВК МПЦ) : пат. 77047 Україна. МПК G05B 23/00. / О. Ю. Каменєв, В. Ф. Кустов; заявник та патентовласник Українська державна академія залізничного транспорту. № U201208749; заявл. 16.07.2012; опубл. 25.01.2013, Бюл. № 2. 6 с.

5 Каменєв О. Ю., Лапко А. О., Щєбликіна О. В. Математичні моделі верифікації ергатичних систем засобів залізничної автоматики. *Вісник Вінницького політехнічного інституту*. 2020. Вип 4 (151). С.53 – 57.

6 Каменєв О. Ю. Оцінка ефективності комбінованих випробувань мікропроцесорної централізації за критерієм мінімуму обладнання. *Зб. наук. праць*. Донецьк : ДонІЗТ, 2014. Вип. 38. С.33-44..

7 Студентська навчальна звітність. Текстова частина (пояснювальна записка). Загальні вимоги до побудови, викладення та оформлення: метод. посіб. з додержання вимог нормоконтролю у студ. навч. звітності / Л. М. Козар, Є. В. Коновалов та ін.; під заг. ред. Л. М. Козара. Харків : УкрДУЗТ, 2014. 54 с.

## ДОДАТОК А

### Приклад розрахунку достовірності комбінованих випробувань

Встановлення початкового індексу елементів матриць (масивів)  
вагових параметрів спостережень та процента бракованих МПК:

ORIGIN := 1

Задання матриці вагових параметрів спостережень:

$$\begin{pmatrix} m_{11} & m_{12} & m_{13} & m_{14} \\ m_{21} & m_{22} & m_{23} & m_{24} \\ m_{31} & m_{32} & m_{33} & m_{34} \end{pmatrix} := \begin{pmatrix} 3 & 1 & 4 & 2 \\ 2 & 1 & 3 & 1 \\ 4 & 2 & 4 & 2 \end{pmatrix}$$

Задання матриці процента бракованих МПК:

$$\begin{pmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \omega_{13} & \omega_{14} \\ \omega_{21} & \omega_{22} & \omega_{23} & \omega_{24} \\ \omega_{31} & \omega_{32} & \omega_{33} & \omega_{34} \end{pmatrix} := \begin{pmatrix} 1.72 & 4.35 & 1.86 & 0 \\ 0 & 0 & 3.23 & 0 \\ 2.04 & 2.0 & 2.31 & 2.38 \end{pmatrix}$$

Нумерація типу МПК:  $j := 1..3$     Нумерація дослідної станції:  $h := 1..4$

Масив вагових параметрів результатів спостережень:

$$m := \begin{pmatrix} m_{11} & m_{12} & m_{13} & m_{14} \\ m_{21} & m_{22} & m_{23} & m_{24} \\ m_{31} & m_{32} & m_{33} & m_{34} \end{pmatrix}$$

Масив процента бракованих МПК:

$$\omega := \begin{pmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \omega_{13} & \omega_{14} \\ \omega_{21} & \omega_{22} & \omega_{23} & \omega_{24} \\ \omega_{31} & \omega_{32} & \omega_{33} & \omega_{34} \end{pmatrix}$$

Коефіцієнт Стюдента:  $\kappa := 4 - 1$      $\kappa = 3$

Параметр  $\omega_{cp}$  для різних МПК ( $j=1,2,3$ ):

$$\omega_{cp}(j) := \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} \left[ m_{j,h} \cdot \left( \omega_{j,h} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{j,h}}{\kappa+1} \right) \right]}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{j,h}} + \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{j,h}}{\kappa+1}$$

$\omega_{cp}(j) =$

1.695
1.384
2.18

Параметр scp для різних МПК  
(j=1,2,3):

$$scp(j) := \sqrt{\frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} \left[ m_{j,h} \cdot \left( \omega_{j,h} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{j,h}}{\kappa+1} \right)^2 \right]}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{j,h}} - \frac{\left[ \sum_{h=1}^{\kappa+1} \left( \omega_{j,h} - \frac{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{j,h}}{\kappa+1} \right) \right]^2}{\sum_{h=1}^{\kappa+1} m_{j,h}}}$$

Обране значення tp:

tp<sub>j</sub> :=

3
3
5

scp(j) =

1.257
1.183
0.789

$$\omega_{\max}(j) := 2 \cdot (\omega_{cp}(j) + tp_j \cdot scp(j))$$

$$\omega_{\min}(j) := 2 \cdot (\omega_{cp}(j) - tp_j \cdot scp(j))$$

ω<sub>max</sub>(j) :

10.931
9.866
12.249

ω<sub>min</sub>(j) :

-4.151
-4.329
-3.529

Значення інтеграла  
Стюдента для різних  
МПК:

%

S<sub>j</sub> :=

0.942
0.942
0.985

Ймовірність  
P(ω < ω<sub>max</sub>):

Pω<sub>max</sub>(j) := S<sub>j</sub>

P(j) =

0.839	для МКСВ
0.849	для МКСТ
0.864	для МКРД

P%(j) =

83.903	для МКСВ
84.906	для МКСТ
86.435	для МКРД

ВИЗНАЧЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ТА ДОСТОВІРНОСТІ  
ВИПРОБУВАНЬ МІКРОПРОЦЕСОРНИХ СИСТЕМ  
ТРАНСПОРТНОЇ АВТОМАТИЗАЦІЇ

МЕТОДИЧНІ ВКАЗІВКИ

до практичних занять і виконання індивідуальних завдань

з дисципліни

*«ДІАГНОСТИКА ТА ВИПРОБУВАННЯ СИСТЕМ АВТОМАТИЗАЦІЇ  
ТЕХНОЛОГІЧНИХ ПРОЦЕСІВ»*

Відповідальний за випуск Щебликіна О. В.

---

Підписано до друку 30.10.2023 р.  
Умовн. друк. арк. 2,75. Тираж . Замовлення № .  
Видавець та виготовлювач Український державний університет залізничного  
транспорту,  
61050, Харків-50, майдан Фейєрбаха,7.  
Свідоцтво суб'єкта видавничої справи ДК № 6100 від 21.03.2018 р.