

Міністерство освіти і науки  
Національний університет «Львівська політехніка»

На правах рукопису

ЗАЯРНЮК ПАВЛО МИХАЙЛОВИЧ

УДК: 621.396.6.004.15

**ПІДВИЩЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ОЦІНЮВАННЯ НАДІЙНОСТІ  
РАДІОЕЛЕКТРОННОЇ АПАРАТУРИ З УРАХУВАННЯМ  
ОСОБЛИВОСТЕЙ ДРЕЙФІВ ПАРАМЕТРІВ І СТАТИСТИКИ ВІДМОВ**

05.12.13 – радіотехнічні пристрої та засоби телекомунікацій

Дисертація на здобуття наукового ступеня  
кандидата технічних наук

Науковий керівник  
доктор технічних наук, професор  
Л. А. Недоступ

Ідентичність всіх примірників дисертації  
ЗАСВІДЧУЮ:  
Вчений секретар спеціалізованої  
вченої ради /І.В. Демидов /

Львів – 2017

## ЗМІСТ

<b>ПЕРЕЛІК УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ, СИМВОЛІВ, ОДИНИЦЬ, СКОРОЧЕНЬ І ТЕРМІНІВ</b>	<b>5</b>
<b>ВСТУП</b>	<b>7</b>
<b>РОЗДІЛ 1. АНАЛІТИЧНИЙ ОГЛЯД МЕТОДІВ ПРОГНОЗУВАННЯ ПАРАМЕТРИЧНОЇ НАДІЙНОСТІ ТА ПРОЦЕСІВ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ НАДІЙНОСТІ НА ЕТАПІ ВИРОБНИЦТВА</b>	<b>15</b>
1.1. Загальні принципи вибору моделі надійності РЕА	15
1.2. Основні підходи до прогнозування показників довговічності об'єктів за обмеженої інформації	17
1.3. Моделі процесів наближення об'єктів до відмов	20
1.4. Прогнозування надійності при квазідетермінованих процесах дрейфів параметрів	25
1.5. Викиди випадкових процесів дрейфу параметрів	26
1.6. Мерехтливі відмови	31
1.7. Оцінка надійності за рівнем виробничих дефектів	35
Висновки до розділу	39
<b>РОЗДІЛ 2. РОЗРОБКА МЕТОДІВ ПРОГНОЗУВАННЯ НАДІЙНОСТІ РЕА ЗА ВИЗНАЧАЛЬНИМ ПАРАМЕТРОМ</b>	<b>41</b>
2.1. Особливості визначення гарантованого часу роботи для квазідетермінованих процесів дрейфів параметрів	41
2.1.1. Ітераційний спосіб рішення	48
2.1.2. Апроксимація процесів дрейфів ВП	50
2.2. Розробка методу на основі теорії викидів	58
2.2.1. Дослідження методу на основі теорії викидів для прогнозування мерехтливих відмов	58
2.2.1. Прогнозування мерехтливих відмов при двосторонньому обмеженні	66

Висновки до розділу	71
<b>РОЗДІЛ 3. ВИЗНАЧЕННЯ НАДІЙНОСТІ РЕА НА СТАДІЇ</b>	<b>73</b>
<b>ВИРОБНИЦТВА НА ОСНОВІ АНАЛІЗУ СТАТИСТИКИ ВІДМОВ</b>	
3.1. Формування дефектності в процесі виробництва	73
3.2. Зв'язок дефектність–безвідмовність	79
3.3. Математичне моделювання процесів формування надійності виробів за допомогою $(\lambda, P)$ -моделі	86
3.3.1. Графічні моделі зв'язку інтенсивності відмов з дефектністю, призначені для розрахунків	87
3.3.2. Побудова номограми зв'язку параметрів $(\lambda, P)$ -моделі	90
Висновки до розділу	
<b>РОЗДІЛ 4. ПЕРЕВІРКА ЕФЕКТИВНОСТІ РОЗРОБЛЕНИХ МЕТОДІВ</b>	<b>91</b>
<b>ПРОГНОЗУВАННЯ ПАРАМЕТРИЧНОЇ НАДІЙНОСТІ</b>	
4.1. Перевірка працездатності методу квантильних зон	94
4.1.1. Індивідуальне прогнозування параметричної надійності методом квантильних зон	94
4.1.2. Групове прогнозування параметричної надійності методом квантильних зон	99
4.2. Прогнозування методом на основі теорії викидів за даними активного експерименту	105
4.2.1. Прогнозування методом теорії викидів від початку експлуатації	106
4.2.2. Прогнозування характеристик викидів на обмежений проміжок часу	111
Висновки до розділу	114
<b>РОЗДІЛ 5. ЗАСТОСУВАННЯ РОЗРОБЛЕНИХ МЕТОДІВ ТА МЕТОДИК</b>	<b>116</b>
<b>У ЗАГАЛЬНОМУ ПРОЦЕСІ ОЦІНЮВАННЯ І ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ НАДІЙНОСТІ РЕА</b>	
5.1. Застосування розроблених методів при оцінюванні надійності РЕА	116

5.2.	Оцінювання параметричної надійності за дрейфом ВП	118
5.3.	Оцінювання впливу дефектів на надійність	119
5.4.	Розроблення програми розрахунку за запропонованими методами оцінювання надійності РЕА	121
	Висновки до розділу	126
	<b>ВИСНОВКИ</b>	127
	<b>СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ</b>	130
	<b>ДОДАТКИ</b>	150
	Додаток А. Характеристики точності калібраторів осцилографів	150
	Додаток Б. Статистика дрейфу коефіцієнта підсилення за 2012-2015рр.	151
	Додаток В. Статистика дрейфу частоти кварцових генераторів.	156
	Додаток Г. Статистика дрейфу коефіцієнта підсилення за 2002-2004рр.	160
	Додаток Д. Акт впровадження результатів дисертаційної роботи.	164

## ПЕРЕЛІК УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ, СИМВОЛІВ, ОДИНИЦЬ, СКОРОЧЕНЬ І ТЕРМІНІВ

РЕА	– радіоелектронна апаратура
ВЗЧ	– вплив зовнішніх чинників
ПН	– параметрична надійність
ВП	– визначальний параметр
ДР	– допусковий рівень
ФР	– функція розподілу
МН	– модель надійності
ВВП	– викиди випадкових процесів
ММ	– математична модель
ПЗ	– програмний засіб
$A, B \dots X, T$	– випадкові події
$P(A)$	– імовірність події $A$
$P(t)$	– імовірність, що змінюється в часі
$X(t), Y(t), V(t)$	– випадкові процеси
$M[X]$	– математичне очікування випадкового процесу $X$
$D[X]$	– дисперсія випадкового процесу $X$
$x(t), y(t), v(t) \dots$	– реалізації випадкових процесів $X, Y, V \dots$
$m(t)$	– регресія математичного очікування випадкового процесу дрейфу параметра
$\sigma(t)$	– регресія квадратичного відхилення випадкового процесу дрейфу параметра
$\alpha(t)$	– квантильна крива, квантильний рівень
$\Delta$	– допусковий рівень
$\Delta T_{гар}$	– похибка визначення гарантованого часу наробки до відмови
$K(\tau, t)$	– автокореляційна функція випадкового процесу при

зсуві на час  $\tau$ , оскільки процес випадковий також може змінюватись у часі.

$K_u$	– коефіцієнт підсилення
$\lambda, \lambda(t)$	– інтенсивність відмови елемента, вузла, пристрою
$\omega, \omega(t)$	– потік відмов елементів, вузлів, пристроїв
$F(x)$	– функція розподілу випадкової величини $X$ – $F(x) = P(X < x)$ , $x$ – дійсна величина
$f(x)$	– густина (щільність) розподілу випадкової величини $X$
$f(x, v / t)$	– сумісна густина розподілу двох величин $(X, V)$ із зміною в часі, де $X$ значення визначального параметра, $V$ – швидкість зміни цього значення
$n(T)$	– кількість викидів за допусковий рівень на проміжку часу від 0 до $T$
$t_a(T)$	– середня тривалість викидів за допусковий рівень на проміжку часу від 0 до $T$
$t_{\text{вук}}(T)$	– середня тривалість одного викиду за допусковий рівень на проміжку часу від 0 до $T$

## ВСТУП

**Актуальність теми.** Питання забезпечення якості та надійності радіоелектронної апаратури (РЕА), як і інших технічних засобів, завжди перебували у центрі уваги науковців та спеціалістів промислових підприємств, про що свідчить значна кількість чинних нормативних документів і публікацій за цією тематикою. Ця проблема характеризується множиною завдань, які вимагають свого розв'язання на всіх стадіях життєвого циклу апаратури.

Роботи Р. Барлоу [2], Ю. К. Беляєва [19], Д. В. Гаскарова [20], Б. В. Гніденка [26], Т. Д. Голінкевича [20], В. І. Городецького, А. К. Дмитрієва, Г. В. Дружиніна [34], К. Капура [49], Б. А. Козлова [54], В. Д. Кудрицького, Г. Крамера, Л. Ламберсона [49], Б. Р. Левіна [60], В. М. Маркова, А. В. Мозгалевського [20], В. С. Пугачова [86], В. А. Острейковського [79], Ф. Прошана [2], А. А. Свешнікова [93], А. Д. Соловйова, І. А. Ушакова [123], А. В. Федухіна [102], Р. М. Юсупова та інших дали можливість сформулювати основні підходи до прогнозування показників довговічності та запропонувати аналітичні залежності, які пов'язують надійність РЕА з впливом експлуатаційних навантажень та параметрами фізико-хімічних процесів в конструкційних матеріалах. З розвитком комп'ютерної техніки широкого розповсюдження набули статистичні методи визначення ресурсу РЕА, які потребують опрацювання великого об'єму вхідної інформації, зокрема в працях Я. Б. Шора [134] та інших розроблено методики роботи з вибірками.

Сьогодні, у зв'язку зі складністю технічних систем, які застосовують у різних галузях техніки, питанням оцінювання надійності та безвідмовності приділяють ще більше уваги. Українські спеціалісти під керівництвом В. П. Стрельнікова [36, 97, 100] стандартизували моделі відмов та запропонували множину функцій розподілу наробки до відмови в якості стандартних моделей надійності. Визначення показників надійності за допомогою відповідних моделей розглянуто у наукових публікаціях Б. Н. Ланецького [58] та інших разом із

впровадженням перспективних технологій автоматизованого керування процесами проектування і виробництва. Оскільки універсальної моделі відмов не існує, ефективність оцінювання та забезпечення надійності РЕА розглядають як єдине комплексне завдання, яке охоплює всі стадії життєвого циклу апаратури та потребує покрокового вирішення і прийняття оптимального рішення на кожному кроці. Окремі кроки цього процесу розглянуто недостатньо. Так, велика кількість відмов відбувається через дрейф у часі визначальних параметрів РЕА та їх вихід за межі робочої області (поступові та мерехтливі відмови), моделі яких розглянуті у багатьох публікаціях І. Б. Герцбаха [21], Х. Б. Кордонського [21], А. В. Михайлова [65], Є. С. Переверзева [80] та інших. Більшість існуючих статистичних методів дають точкові або інтервальні оцінки працездатності систем, рідко – із застосуванням реальних розподілів імовірностей відхилення параметрів від їхніх номінальних значень, тоді як вплив флуктуаційної складової процесу дрейфу на безвідмовність роботи потребує додаткового вивчення. Незважаючи на те, що загалом математичний апарат оцінювання характеристик флуктуаційних складових є достатньо розвинутий, а саме: у теорії імовірності широковідомою є теорія викидів випадкових процесів, цей математичний апарат раніше практично не застосовували у теорії надійності.

З іншого боку доведено, що понад 50% відмов спричинено виробничими дефектами [72]. Існують моделі перетворення потоків дефектів у потоки відмов, де окремі дефекти призводять до певних відмов, а коефіцієнти перетворення визначають статистично для певних елементів, вузлів та апаратури загалом, що є недостатнім для нової апаратури, тому питання кількісного оцінювання впливу дефектності на надійність потребує подальшого дослідження.

Таким чином, розроблення методів прогнозування параметричної надійності (ПН) за визначальними параметрами для різних характерів їх дрейфів з урахуванням впливу виробничої дефектності на безвідмовність є **актуальним науковим завданням**, розв'язання якого дасть можливість підвищити ефективність оцінювання надійності РЕА на всіх етапах її життєвого циклу.



**Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами.** Тема дисертаційної роботи відповідає науковому напрямку кафедри теоретичної радіотехніки та радіовимірювань Національного університету «Львівська політехніка»: теорія і методи проектування радіотехнічних кіл, систем і комплексів та забезпечення їхньої якості.

Дисертація виконана в межах держбюджетних науково-дослідних робіт:

– «Розроблення методів забезпечення конкурентоздатності радіоелектронної апаратури шляхом комплексної оптимізації процесів виробництва за критеріями якості та раціонального використання ресурсів», 2010–2012 рр., номер держреєстрації 0113U003199;

– «Комплексна оптимізація процесів виготовлення радіоелектронної апаратури за критеріями якості та раціонального використання ресурсів», 2013–2014 рр., номер держреєстрації 0110U001112.

У зазначених науково-дослідних роботах автор брав участь як виконавець.

**Мета і задачі дослідження.** Метою дисертаційної роботи є розроблення методів підвищення ефективності оцінювання надійності РЕА з урахуванням особливостей зміни параметрів в процесі експлуатації та статистики відмов.

Для досягнення поставленої мети необхідно виконати наступні завдання:

– проаналізувати й узагальнити літературні дані щодо методів прогнозування надійності радіоелектронних пристроїв в умовах дрейфів їх параметрів, а також з урахуванням дефектів, допущених під час виробництва;

– обґрунтувати способи покращення оцінки працездатності виробів з урахуванням дрейфу параметрів і розробити методи прогнозування параметричної надійності РЕА при квазідетермінованих та квазістаціонарних характерах процесів дрейфів її визначальних параметрів (ВП);

– дослідити вплив дефектів на надійність РЕА та запропонувати зручні способи для практичного розрахунку цього впливу;

– провести обчислювальну верифікацію та експериментальне дослідження розроблених методів прогнозування параметричної надійності;

– запропонувати конкретні практичні рекомендації щодо використання розроблених методів для підвищення ефективності оцінювання надійності РЕА з урахуванням впливу дефектів на надійність та застосуванням методів прогнозування ПН.

**Об'єктами дослідження** є процеси і моделі відмов РЕА, що зумовлені дрейфом параметрів та дефектами виробництва.

**Предметом дослідження** є методи підвищення точності оцінювання та прогнозування безвідмовності з використанням ідентифікованих моделей відмов, спричинених дрейфом параметрів і дефектами виробництва.

**Методи дослідження:** теорія надійності, теорія сигналів, теорія викидів випадкових процесів, математичний апарат теорії імовірності – для розроблення методів прогнозування надійності РЕА за визначальними параметрами; методи номографії – для побудови номограми; метод випробовування елементної бази (мікросхема операційного підсилювача) при граничнодопустимій температурі навколишнього середовища – для проведення активного експерименту; методи оброблення статистичної інформації – для проведення пасивного експерименту; програмні засоби: MathCAD, MS Office Excel, STADGRAPHICS – для моделювання та розрахунків, Eclipse MARS 2.0 – для написання і компілювання програми розрахунку ПН та впливу дефектів.

**Наукову новизну** роботи визначають такі основні результати:

– уперше запропоновано метод розрахунку похибки прогнозування гарантованого часу наробки до відмови, викликані флуктуаційною складовою у методі квантильних зон, що дало змогу ефективно визначити гарантований час наробки на відмову при різних моделях квазідетермінованих процесів дрейфів ВП;

– уперше запропоновано метод прогнозування мерехтливих відмов РЕА, що базується на основі математичного апарату теорії викидів випадкових процесів і забезпечує прогнозування в умовах квазістаціонарного та стаціонарного процесу дрейфу ВП;

– удосконалено метод прогнозування надійності РЕА за статистикою її дефектності на стадії виробництва, запропоновано графічні матеріали для оперативного розрахунку впливу дефектів на надійність;

– набула подальшого розвитку модель процесів дрейфів ВП РЕА, що враховує розподіли їхніх початкових значень, набуті в процесі виробництва, монотонні зміни їх значень в процесі експлуатації та флуктуаційні відхилення, що виникають під дією внутрішніх та зовнішніх чинників; ця модель, на відміну від відомих, враховує реальні розподіли ВП, чим забезпечено її високу адекватність й ефективність прогнозування надійності РЕА.

**Практичне значення одержаних результатів.** Застосування результатів дисертаційного дослідження дало змогу підвищити ефективність оцінювання рівня надійності РЕА.

Результати роботи в області прогнозування ПН дають можливість скорегувати параметри апаратури несерійного виробництва з метою підвищення працездатності та зменшення ризику параметричних відмов у межах регламентованого часу наробки до відмови. Розроблені методи прогнозування ПН при різних механізмах дрейфів параметрів РЕА та односторонньому або двосторонньому обмеженні їх значень уможливають прогнозування надійності. Номограма  $(\lambda, P)$ -моделі та розрахунково-графічні залежності дають можливість оперативного визначення інтенсивності відмов за відомої дефектності та навпаки. Запропонований програмний засіб спрощує проведення розрахунків розробленими методами.

Окремі результати дисертаційної роботи впроваджені при виконанні держбюджетних науково-дослідних робіт у Національному університеті «Львівська політехніка»: ДБ/КРИТ «Розроблення методів забезпечення конкурентноздатності радіоелектронної апаратури шляхом комплексної оптимізації процесів виробництва за критеріями якості та раціонального використання ресурсів» (акт впровадження від 14.04.2014); ДБ/ОПТАН «Комплексна оптимізація процесів виготовлення радіоелектронної апаратури за критеріями якості та раціонального

використання ресурсів» (акт впровадження від 25.05.2014 р.). А також – на етапах першого запуску та припрацювання РЕА у виробничому процесі на судноремонтному підприємстві «ASABA» (Екваторіальна Гвінея). Зокрема при будівництві нового корабля застосовано результати досліджень з прогнозування дрейфів визначальних параметрів РЕА, що дало змогу підвищити надійність апаратури радіозв'язку та навігації морського призначення у тропічному кліматі (акт впровадження від 01.05.2014 р.).

**Особистий внесок здобувача.** Дисертаційна робота є самостійно виконаним науковим дослідженням. Автором особисто проаналізовано та узагальнено дані літератури стосовно процесів оцінювання надійності РЕА на етапах виробництва та припрацювання; проведено експериментальні дослідження дрейфів визначальних параметрів РЕА; побудовано номограму  $(\lambda, P)$ -моделі зв'язку між імовірностями пропуску дефектів та викликаних ними відмов, часом та інтенсивністю відмов; вибрано та опрацьовано два методи прогнозування надійності за визначальним параметром РЕА; запропоновано алгоритм застосування розроблених методів та номограми в процесі оцінювання і забезпечення надійності; розроблено програмний засіб для проведення розрахунків при оцінюванні надійності РЕА; сформульовано основні положення та висновки роботи. У друкованих працях, опублікованих у співавторстві, автору належать: [5, 9, 76, 143, 144, 165] – дослідження можливості прогнозування при двосторонньому обмеженні квазідетермінованого дрейфу ВП методом квантильних зон, розробка аналітичних залежностей для кубічної апроксимації при експоненційному характері дрейфу ВП, побудова графічних моделей, дослідження похибки гарантованого часу в залежності від коефіцієнтів крутизни; [145, 146] – окремі питання у дослідженні адитивної та мультиплікативної складових дефектності на  $k$ -му кроці технологічного процесу; [43, 44, 74, 162]–аналітичні залежності інтенсивності відмов від дефектності та номограма для її розрахунку; [46, 70, 71] – низка рішень, що дають змогу прогнозувати параметри викидів на основі статистичних даних лише про дрейф значення ВП, графічні залежності параметрів викидів від часу для п'яти моделей дрейфу; [164] – алгоритм застосування розроблених методів

прогнозування в загальному процесі оцінювання і забезпечення надійності РЕА; [11] – пропозиції про використання квантилів як допускових рівнів для протилежних щільностей розподілу; [115] – пропозиції щодо забезпечення оптимізації технологічних процесів із урахуванням рівня дефектності; [45] – структура графічного інтерфейсу і сукупність класів об'єктів для запропонованого програмного засобу.

**Апробація результатів дисертації.** Основні результати роботи доповідались та обговорювались на VII-ій Міжнародній конференції перспективних технологій та методів «MEMSTECH'2011» (Україна, Поляна, 2011), на 15-му Міжнародному молодіжному форумі «Радиоэлектроника и молодежь в XXI веке» (Україна, Харків, 2011), на II-ій Міжнародній науково-практичній конференції «Фізико-технологічні проблеми радіотехнічних пристроїв, засобів телекомунікацій, нано- та мікроелектроніки» (Україна, Чернівці, 2012), на 13-й Міжнародній конференції «Computational Problems of Electrical Engineering» (Poland, Grybow, 2012), на VI-ій Міжнародній науково-практичній конференції «Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки та інформаційних технологій» (Україна, Запоріжжя, 2012), на Міжнародній конференції «Artificial Intelligence Driven Solutions to Business and Engineering Problems» (Poland, Rzeszow, 2012), на III-ій Міжнародній науково-практичній конференції «Фізико-технологічні проблеми радіотехнічних пристроїв, засобів телекомунікацій, нано- та мікроелектроніки» (Україна, Чернівці, 2013), на 14-й Міжнародній конференції «Computational Problems of Electrical Engineering and Advanced Methods of the Theory of Electrical Engineering» (Czech Republic, Roztoky u Křivoklátu, 2013), на IV-ій Міжнародній науково-практичній конференції «Фізико-технологічні проблеми радіотехнічних пристроїв, засобів телекомунікацій, нано- та мікроелектроніки» (Україна, Чернівці, 2014), на XVI Міжнародній науково-практичній конференції «Сучасні інформаційні та електронні технології» (Україна, Одеса, 2015), на Міжнародній науково-практичній конференції «Advanced Methods of the Theory of Electrical Engineering» (Czech Republic, Třebíč, 2015), на V-ій Міжнародній науково-практичній

конференції «Фізико-технологічні проблеми передавання, оброблення та зберігання інформації в інфокомунікаційних системах» (Україна, Чернівці, 2016).

**Публікації за темою дисертації.** Основні положення та результати дисертаційної роботи опубліковано у 19 наукових працях: у 7 статтях (4 статті у наукових періодичних виданнях, включених до міжнародних наукометричних баз та 2 статі у наукових фахових виданнях України, 1 стаття у науковому періодичному виданні іншої держави) та в 12 тезах у збірниках доповідей міжнародних науково-технічних та науково-практичних конференцій.

**Структура роботи.** Дисертація складається зі вступу, п'яти розділів, висновків, списку використаних джерел і додатків. Загальний обсяг роботи складає 164 сторінки друкарського тексту, із них 8 сторінок вступу, 112 сторінок основного тексту, 56 рисунків, 9 таблиць, список використаних джерел зі 184 найменувань, 5 додатків на 14 сторінках.

# РОЗДІЛ 1

## АНАЛІТИЧНИЙ ОГЛЯД МЕТОДІВ ПРОГНОЗУВАННЯ ПАРАМЕТРИЧНОЇ НАДІЙНОСТІ ТА ПРОЦЕСІВ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ НАДІЙНОСТІ НА ЕТАПІ ВИРОБНИЦТВА

### 1.1. Загальні принципи вибору моделі надійності РЕА

Однією з важливих, а іноді й визначальною характеристикою радіоелектронної апаратури (РЕА) є її надійність, яку необхідно забезпечити у реальній конструкції радіотехнічного пристрою. Досягнення високих показників надійності має бути передбачено на етапах проектування та здійснено на етапах виробництва і експлуатації [13, 47, 153].

Питанню прогнозування надійності РЕА і пов'язаним з нею проблемам, присвячена велика кількість наукових праць [12, 127, 151, 168, 178, 183], воно відображено в окремих розділах наукових посібників [14, 48, 55, 82, 111-113, 117, 130] і довідників [42, 54, 68, 69, 159]. Наприклад, у [54] вказано джерельні публікації, які відображають стан розробки цієї тематики до 1975 р. включно. В енциклопедичному довіднику [42] теж наведено список відповідних наукових праць та інструкцій, що стосуються надійності РЕА. Огляд питань з теорії та практики надійності з переліком значущих наукових публікацій представлено в роботах [90, 124–126, 137]. Проблема прогнозування надійності РЕА присвячена праця [13], в якій наведено список джерел, що стосуються теми нашої роботи. У багатьох новітніх публікаціях спостерігається підвищення уваги і навіть повернення до класичних методів та розв'язків, відбувається переоцінка поглядів на способи вирішення проблем надійності. Процеси оцінювання та забезпечення надійності техніки регламентовані багатьма державними стандартами різних країн [28, 29, 35–41, 160] та провідних світових виробників [171].

Наявність широкої бібліографії, з одного боку, полегшує вироблення загального погляду на проблеми прогнозування надійності РЕА, з іншого – спонукає робити селективний вибір теоретичних моделей. Під час огляду питання

прогнозування надійності РЕА виділяємо лише окремі аспекти, які стосуються завдання нашої роботи.

*Прогнозування надійності* – окремий випадок її розрахунку на основі реальних спостережень і математичних моделей (ММ), які відображають тенденції зміни раніш оціненої надійності об'єктів-аналогів або їхніх складових з урахуванням зміни конструкції та умов експлуатації [36].

Модель надійності (МН) – це ММ, яка дає змогу із заданою точністю розраховувати ті чи інші показники надійності ( $P_{\text{ор}}(t)$  – імовірність безвідмовної роботи;  $T_{\text{гар}}$  – гарантований час наробки на відмову;  $\lambda$  – інтенсивність відмов, та ін.) та їхню залежність від впливу зовнішніх чинників (ВЗЧ) [136]. Існує велика кількість МН, зручну класифікацію запропоновано у [137], наведено на рис. 1.1.

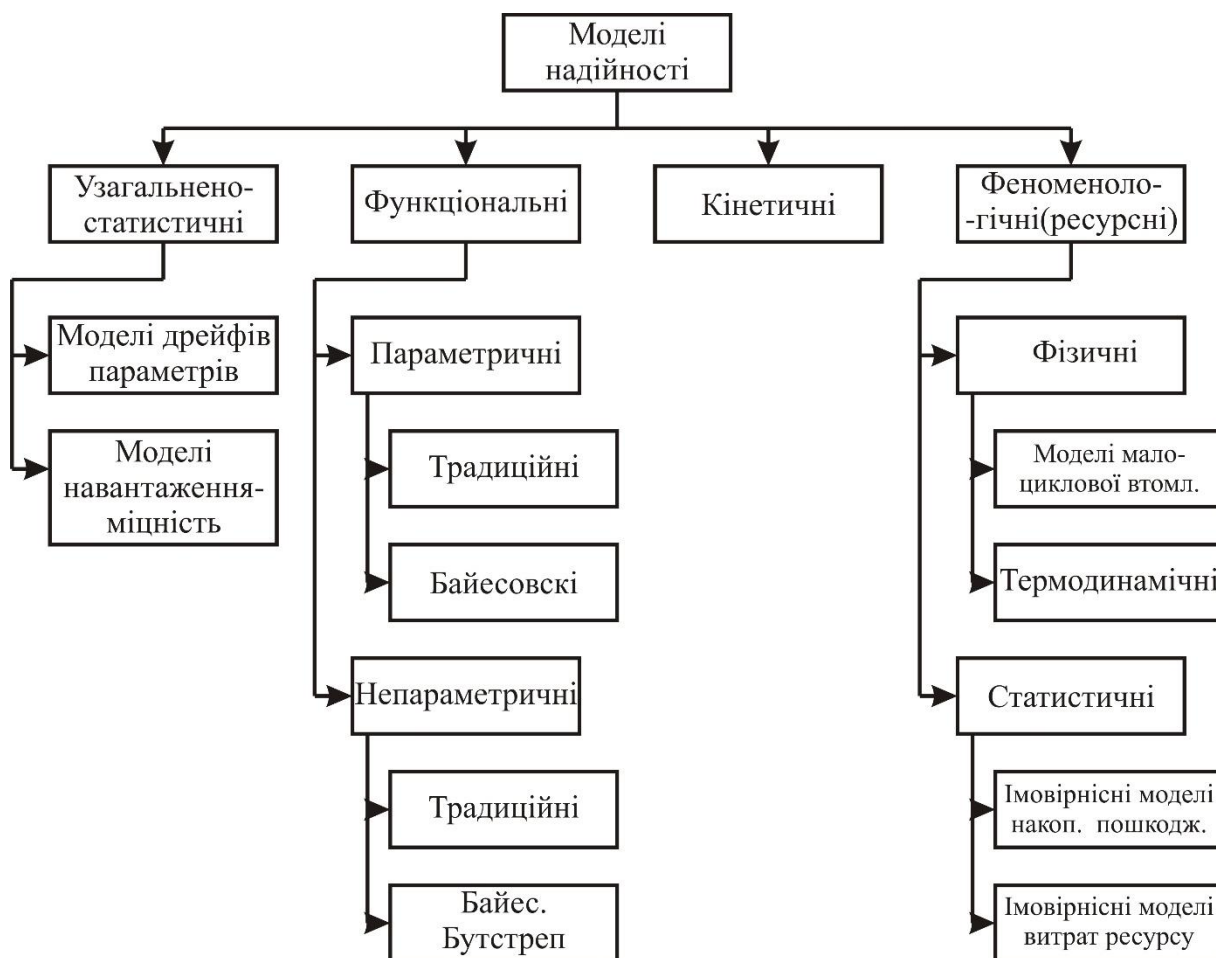


Рис. 1.1. Класифікація моделей надійності



Відповідно до цієї класифікації всі моделі надійності становлять чотири великі класи:

- *узагальнено статистичні* – моделі, які ґрунтуються на існуванні певного параметра або властивості, розподіл якого змінюється у часі;
- *функціональні* – моделі, які ґрунтуються на існуванні функцій розподілу (ФР) відмов і певних залежностей цих функцій від ВЗЧ;
- *кінетичні* – моделі, які ґрунтуються на рівняннях, що описують кінетику конкретного процесу деградації;
- *ресурсні (феноменологічні)* – моделі, в основі яких наявність у виробів запасу працездатності (ресурсу) та залежності швидкості його витрачання від ВЗЧ.

Під час розв'язання практично всіх задач надійності застосовують ФР, певні теоретичні моделі надійності, наробітку до відмови [31, 58, 100, 104–109, 116, 158]. Вид закону розподілу вибирають на основі аналізу фізики відмов об'єктів та/або досвіду опрацювання інформації щодо надійності об'єктів. Використовують відомі закони розподілу випадкових величин та їхні модифікації: експоненціальний, Вейбулла, нормальний, логарифмічний нормальний, дифузійний монотонний та дифузійний немонотонний розподіли [26, 30, 31, 50, 80, 109, 141, 156, 157]. Рекомендації щодо вибору виду ФР наробітку до відмови наведено в нормативній документації [36].

Прогноз природно потребує якості формулювання завдання про оптимум [139, 181]. Необхідно зазначити, що у багатьох публікаціях автори нарікають, що наявні моделі дослідження надійності як РЕА, так і машин досі не задовольняють потреб практики та рівня технології виробництва [150, 184].

## **1.2. Основні підходи до прогнозування показників довговічності об'єктів за обмеженої інформації**

Усі методи оцінки та прогнозування показників довговічності обладнання прийнято поділяти на чотири групи: статистичні, детерміновані, фізико-статистичні та експертні [78]. Класифікацію методів наведено на рис. 1.2.

Активне використання статистики – неодмінна умова забезпечення високої якості продукції [66].

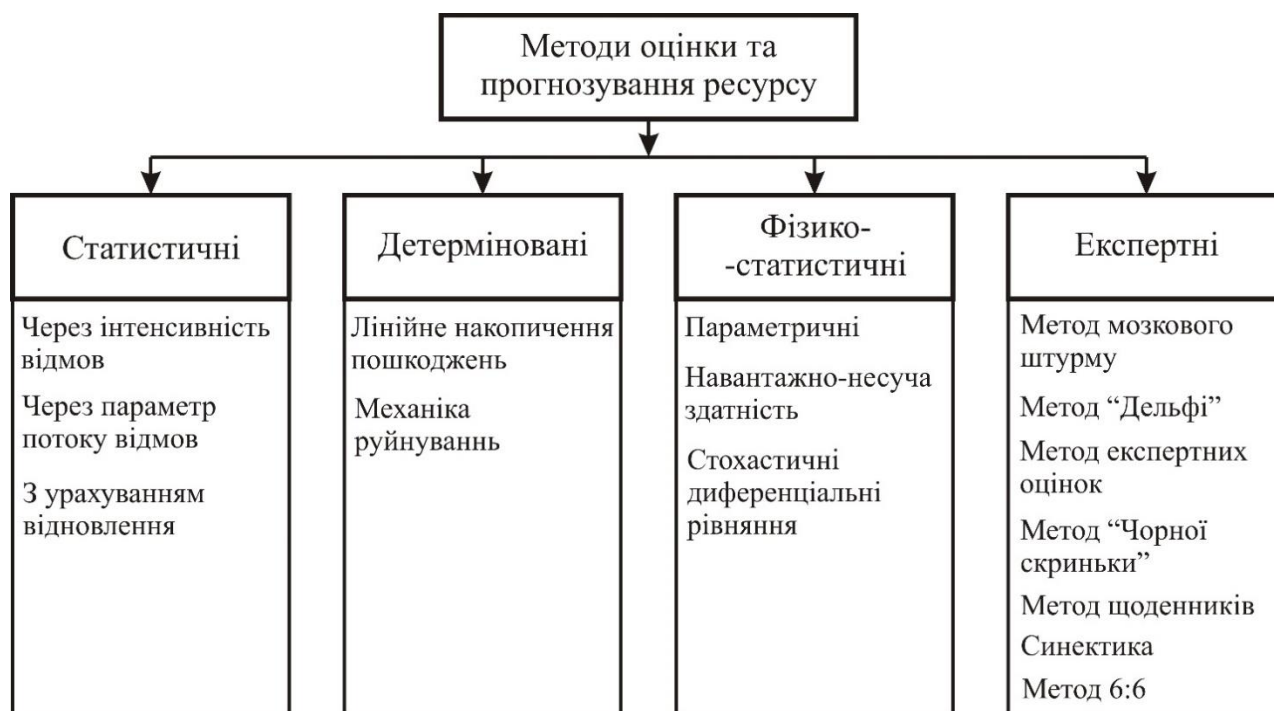


Рис. 1.2. Класифікація методів оцінювання та прогнозування ресурсу обладнання складних систем

*Статистичні* [78] (*строго імовірнісні* [101]) методи полягають в одержанні статистично стійких параметрів розподілу вибірових даних для оцінки показників надійності [101, 133], які можна одержати лише за наявності великого обсягу вихідної інформації. Уся математична статистика, яку можна вважати застосованою до практики теорією імовірностей, ґрунтується на понятті вибірки. Методологію вибіркового методу, ті вимоги, що їх потрібно виконати, викладені в навчальних посібниках [17, 62, 96, 129] та у багатьох наукових публікаціях [27, 32, 59, 63]. Так, наприклад, властивість випадковості вибірки забезпечується за допомогою спеціальних таблиць випадкових чисел, а рекомендації щодо планування випробувань та їхньої кількості (обсягу вибірки) розглянуто у [37, 134, 135]. Правильно організована вибірка за своєю суттю містить «у сирому вигляді» ту математичну модель, яку необхідно побудувати, однак кожна спроба

такої побудови потребує додаткових припущень, які можуть бути невдалими [103].

Відмови розглядають як деякі абстрактні випадкові події, а різноманітний фізичний стан виробів зводиться до двох станів: справності та несправності. Оцінка надійності системи обчислюється за відомими ймовірностями працездатності її елементів. Однак для прогнозування надійності потрібно ретельно досліджувати множину елементів, які втратили працездатність або зазнали руйнування для того, щоб зрозуміти причини, що до цього призвели. Тут може бути корисним підхід, який пов'язаний з обмеженістю вибірок, їхньою неоднорідністю і можливою так званою «забрудненістю» [15]. В умовах експлуатації обладнання складних систем статистичні вибірки, як правило, непрезентабельні, й оброблені дані мають високий рівень невизначеності. Статистичні методи недостатньо ефективні при оцінюванні надійності нових, високонадійних та одиничних виробів, що знаходяться в експлуатації [53, 58, 78, 91, 106, 122], хоча, якщо йдеться про багатократне застосування пристроїв, що мають велику надійність де ймовірність відмови дуже мала, тоді можна використати розподіл Пуассона [16, 155].

*Детерміновані* методи використовують аналітичні залежності, які зв'язують час до руйнування об'єкта з характеристиками експлуатаційних навантажень і параметрами фізико-хімічних процесів у конструкційних матеріалах обладнання. Недоліком детермінованих методів є можлива надмірність, «перестраховка» – урахування випадкових впливів експлуатаційних навантажень та відповідних змін у конструкційних матеріалах [76].

*Фізико-статистичні* [78] (*фізико-імовірнісні* [34, 97], *математико-фізичні* [3]) методи оцінки ресурсу враховують вплив різних фізико-хімічних чинників, які сприяють розвитку деградаційних процесів у конструкційних матеріалах, а також вплив діючих експлуатаційних навантажень, аналізуючи їх з позицій математичної статистики. Імовірнісні моделі містять залежності між випадковими величинами, заданими в імовірнісній площині [27, 52, 102, 110, 138, 152, 176, 177], до того ж сам факт залежності встановлюється на основі фізичних

міркувань. Такий метод зв'язує імовірність відмови та значення фізичного параметра, який її зумовлює. Цей підхід досліджує появу поступових або параметричних відмов [99, 101]. Використання фізико-статистичних моделей для оцінювання і прогнозування ресурсу обладнання дає найбільш адекватні практиці експлуатаційні результати [26, 78].

*Експертні методи* [78, 84] (*евристичне прогнозування* [54]) полягають у тому, що оцінюють та прогнозують ресурс обладнання групи експертів, спеціалісти різного рівня кваліфікації і досвіду роботи, які, як правило, представляють конструкторську організацію та підприємство-виробника. Ці методи дають можливість швидко одержати результати за мінімальних затрат, але пов'язані з обмеженістю вибору експертів та їхніми суб'єктивними оцінками.

Кожній групі методів оцінювання та прогнозування надійності притаманні певні *невизначеності*, пов'язані з малим обсягом інформації [78].

Оскільки кожна група методів оцінювання та прогнозування ресурсу має свої переваги та недоліки, доцільно застосовувати їх у комплексі, аналізуючи отримані результати.

### **1.3. Моделі процесів наближення об'єктів до відмов**

Працездатність об'єкта є такий стан об'єкта, який характеризується його здатністю виконувати усі потрібні функції [40], дотримуючи основні технологічні параметри в межах, зазначених у нормативній документації. Такі фізичні параметри, перевищення якими певних граничних значень призводить до відмови, називаються визначальними параметрами (ВП). Загалом об'єкт може мати декілька ВП, які є складовими його векторного ВП. Допустимі значення векторних ВП складають робочу область. Після виходу за межі робочої області будь-якого з ВП об'єкт втрачає здатність виконувати одну або більше функцій і стає непрацездатним, виникають параметричні відмови [34, 40, 47, 54]. Вітчизняний та закордонний досвід експлуатації пристроїв різного призначення показує, що більше ніж 50 % усіх відмов становлять параметричні відмови, 60–70 % відмов усіх напівпровідникових приладів зумовлені змінами електричних

параметрів, поступові відмови становлять до 80 % відмов електровакуумних приладів [1].

Процес наближення об'єкта до відмови зручно характеризувати рухом векторного ВП до границь робочої області. Відомі численні роботи, в яких розглянуто процеси зміни ВП та їхні моделі [21, 23, 24, 65, 80, 83, 158]. Для визначення часу збереження працездатності об'єкта мають бути відомі модель процесу зміни ВП, яка відображає його рух до меж робочої області, та статистичні характеристики з точкою щільності розподілу часу перетинання ним меж робочої області. Для вибору моделі процесу зміни ВП – деякої випадкової функції, що апроксимує реальний процес, має бути відома сукупність реалізацій випадкового процесу зміни ВП об'єкта з досвіду експлуатації, або проведено статистичне моделювання об'єкта на фізичних моделях [1].

Для виконання завдання аналітичного прогнозування часу збереження працездатності технічних об'єктів необхідно: за сукупністю реалізацій реального процесу зміни ВП об'єкта вибрати модель, що апроксимує процес; використовуючи ту саму сукупність реалізацій, визначити статистичні характеристики аргументів вибраної моделі; отримати аналітичні вирази для розрахунку часу збереження працездатності  $t_c$ .

Аналітичне прогнозування, імовірнісне прогнозування та прогнозування, засноване на методах статистичної класифікації, яке дає змогу визначити, до якого класу за довговічності належить контрольований процес, разом становлять пряме прогнозування. Існує інша постановка завдання прогнозування, названа зворотним прогнозуванням, за якого визначається час життя об'єкта  $t_{жс}$ , відповідний момент, у який ВП, або імовірність невиходу його за межу робочої області, досягає деякого заздалегідь заданого граничного значення [20].

Іншою відомою оцінкою часу напрацювання об'єкта є гамма-відсотковий ресурс – час, протягом якого об'єкт не досягає граничного стану із заданою імовірністю  $\gamma$  [40]. Виробники згідно зі стандартами можуть задаватися різними значеннями  $\gamma$ . Для споживача така оцінка надійності не завжди прийнятна [23]. Оцінка ж мінімального напрацювання  $t_c$  усуває відмічений недолік.

Процеси зміни визначальних параметрів є випадковими нестационарними процесами. Вони зумовлені старінням, зношуванням або дестабілізацією, що мають певну залежність від часу. Випадковий характер таких змін зумовлений випадковими параметрами, незалежними від часу. Тому моделі реальної зміни ВП об'єкта належать до випадкових нестационарних функцій, аргументами яких є постійні в часі випадкові величини і сам час [23, 169, 179, 180].

Випадкові процеси зміни параметрів РЕА розглядають як функцію, що складається з декількох частин [57, 60, 73].

$$x(t) = \eta(t) + \zeta(t), \quad (1.1)$$

де  $x(t)$  – випадкова функція зміни параметра в процесі експлуатації;  $\eta(t)$  – напіввипадковий процес незворотних змін параметра;  $\zeta(t)$  – стаціонарні або нестационарні випадкові процеси. Залежно від співвідношення цих складових, процеси зміни ВП розглядають як *детерміновані*, *квазідетерміновані* та *випадкові* процеси [73, 86].

Властивості детермінованих процесів зумовлені детермінованими дестабілізуючими факторами. Кожна реалізація такого процесу описується функцією

$$x_1(t) = x_0 \pm v \cdot t, \quad (1.2)$$

де  $x_0$  – випадкове початкове значення ВП (при  $t=0$ ), з математичним очікуванням  $m_{x0}$  і середньоквадратичним відхиленням  $\sigma_{x0}$ ;  $v$  – випадкова швидкість зміни ВП у часі, що має такі моменти, як  $m_v$  (математичне очікування) і  $(\sigma_{v0})^2$  (дисперсія). Якщо  $v=const$ , то реальний процес зміни ВП  $x(t)$  апроксимується лінійною випадковою функцією.

З різних модифікацій лінійних функцій (1.2) при побудові моделей наближення об'єктів до відмов зручно використовувати три прості лінійні випадкові функції: віялову з ненульовим початковим розкидом (рис. 1.3, а); рівномірну (рис. 1.3, б) і віялову з нульовим розкидом (рис. 1.3, в).

Лінійні моделі зручні для апроксимації процесів зміни ВП тим, що дають змогу характеризувати ці процеси обмеженим числом аргументів моделі:  $m_{x0}$ ,  $\sigma_{x0}$ ,

$m_v$  і  $\sigma_v$  – вимагаючи мінімального обсягу експериментальних даних. Проте у низці випадків зміни ВП мають явно виражений нелінійний характер, і для підвищення точності прогнозу працездатності в цих випадках використовують нелінійні моделі процесів наближення до відмов. Найпростішими нелінійними моделями можуть бути експоненціальні випадкові функції виду [57, 182]:

$$x_2(t) = x_0 \cdot \exp(\pm v' \cdot t), \quad (1.3)$$

де  $x_0$  – випадкове початкове значення ВП,  $x_0 > 0$ ;  $v'$  – випадкова, нормально розподілена швидкість зміни натурального логарифма ВП у часі, що має математичне очікування  $m_{v'}$  і середньоквадратичним відхиленням  $\sigma_{v'}$ .

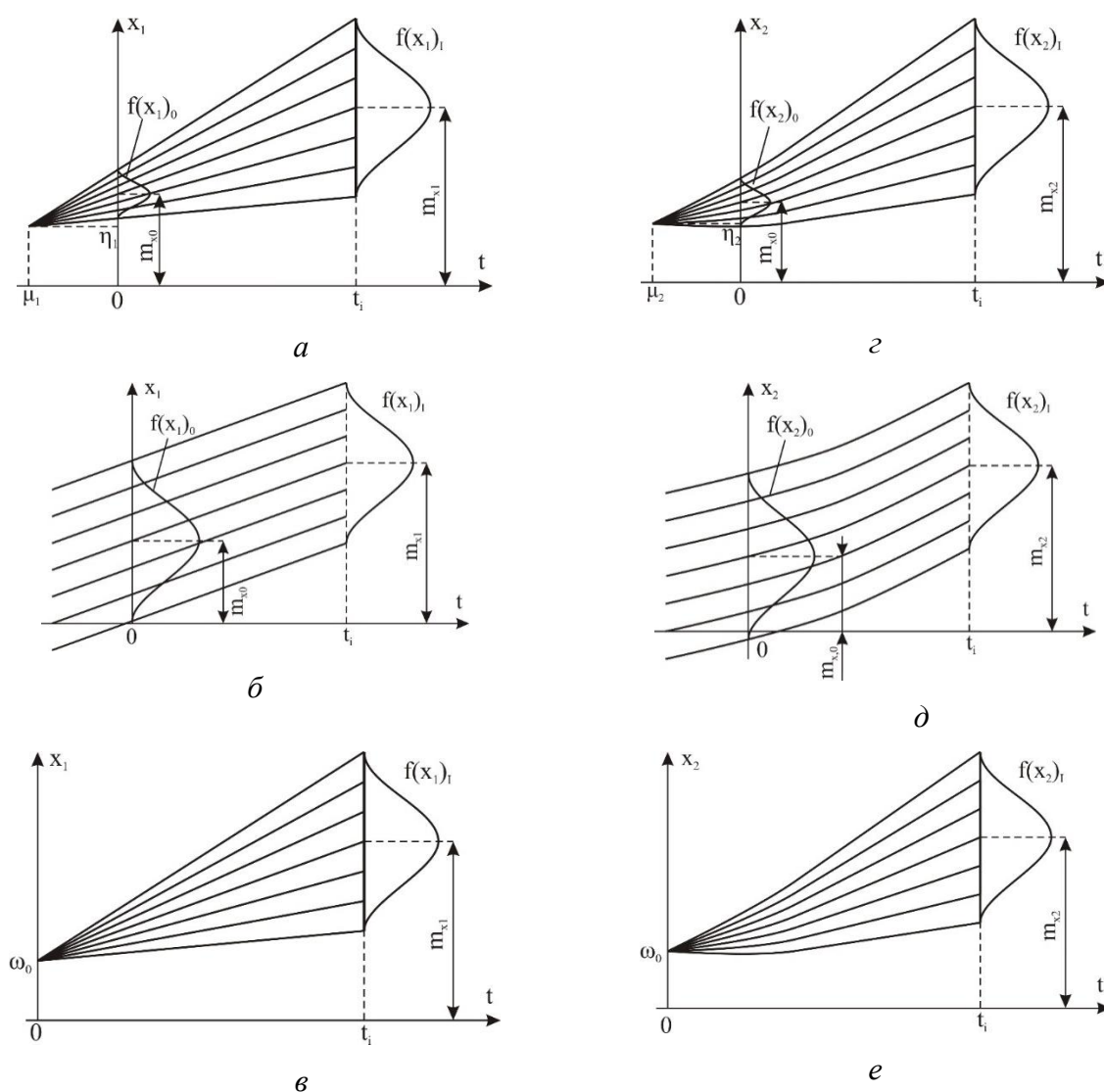


Рис. 1.3. Випадкові функції (моделі), що апроксимують процес зміну ВП, що зростає в часі

На рис. 1.3 наведено експоненціальні випадкові функції для апроксимації зростаючого з часом і оберненого (вигнута вгору) процесу зміни ВП. Це віялова експоненціальна випадкова функція з ненульовим початковим розкидом (рис. 1.3, з), рівномірна в логарифмічному масштабі випадкова функція (рис. 1.3, д) і віялова експоненціальна випадкова функція з нульовим початковим розкидом (рис. 1.3, е).

Усі реалізації віялових лінійної та експоненціальної випадкових функцій з ненульовим початковим розкидом мають загальну точку – не випадковий полюс  $\mu_2$ ,  $\eta_2$ , причому  $\mu_2 < 0$ , а  $\eta_2 > 0$ .

Нелінійна модель (1.3) зручна для застосування тим, що за допомогою логарифмування зводиться до лінійної:

$$\ln x_2(t) = \ln x_0 \pm v' \cdot t. \quad (1.4)$$

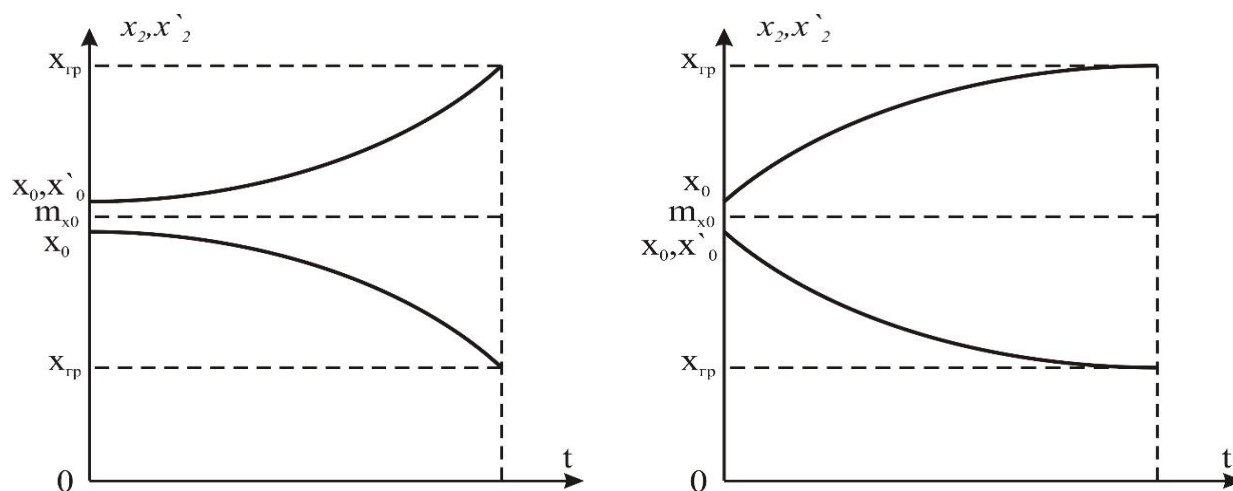


Рис. 1.4. Реалізація нелінійних процесів зміни ВП.

Так, описи процесів наближення об'єктів до відмов за допомогою різних видів лінійних і нелінійних моделей потребують мінімальної кількості експериментальних даних ( $m_x$ ,  $\sigma_x$ ,  $m_v$  і  $\sigma_v$ ). І необхідність екстраполяції процесів зміни ВП при вирішенні задачі прогнозування працездатності об'єкта. Застосування нелінійних моделей дрейфу робить неможливим отримання коренів алгебраїчним способом, тому для визначення коренів таких рівнянь буде доцільним застосування ітераційних способів рішень.



#### 1.4. Прогнозування надійності при квазідетермінованих процесах дрейфів параметрів

Відомо, що у загальній сукупності процесів дрейфу вихідних параметрів прецизійних пристроїв значну частку становлять процеси нестационарні, в яких змінними є не тільки математичне очікування ( $m$ ) і середнє квадратичне відхилення ( $\sigma$ ) миттєвих значень, а й залежна від розміщення часового інтервалу кореляційна функція. Ці неергодичні процеси є досить інерційними в часі, незворотність яких визначається поступовим накопиченням змін, що, своєю чергою, зумовлює плавність зміни математичного очікування. Оскільки  $\sigma$  випадкової складової значно менше від поля допуску, такі процеси називаються *квазідетермінованими* [73].

Якщо в результаті експерименту отримано значення параметра  $x_s$ ,  $s=1..k$ , у проміжках часу  $\Delta t_i$ ,  $i=1..n$ , то у кожному такому проміжку стан виробу характеризується щільністю  $f[x(t_i)]$ . Ймовірність збереження працездатності визначається відомими формулами:

$$P_i = P\{x(t_i) > x_{cp}\} = \int_{x_{cp}}^{-\infty} f[x(t_i)]dx, \quad (1.5)$$

або:

$$P_i = P\{x(t_i) < x_{cp}\} = \int_{-\infty}^{x_{cp}} f[x(t_i)]dx, \quad (1.6)$$

де  $x_{cp}$  – граничне (допустиме) значення параметра  $x(t)$ ;  $f[x(t_i)]$  – щільність розподілу миттєвих значень параметра в проміжку  $\Delta t_i$ .

Враховуючи це, ймовірнісне прогнозування параметричної надійності виробів можна здійснювати за допомогою прогнозування зміни щільності розподілу  $f[x(t_i)]$  і визначення на цьому ґрунті часу можливого досягнення параметрами граничного рівня.

Дослідження показують, що зручними моделями зміни у часі математичного очікування процесів є лінійна або експоненціальна моделі, а зміни

у часі середнього квадратичного відхилення – лінійна модель. Користуючись такими залежностями, можна побудувати моделі зміни у часі квантильних значень параметра, а за їх допомогою прогнозувати надійність зі заданою ймовірністю знаходження параметра у встановленому інтервалі.

Приклади оцінки надійності виробів при квазідетермінованих процесах зміни параметрів наведено на рис. 2.1. Точність такого індивідуального прогнозування визначається точністю моментів розподілів  $f(x_0), f[x(t_1)], \dots, f[x(t_n)]$  і адекватністю моделей щільності розподілу, а також функцій математичного очікування  $m(t)$ , середнього квадратичного відхилення  $\delta(t)$ , квантилів  $\alpha_1(t)$  і  $\alpha_2(t)$  [170].

Метод прогнозування відображає зв'язок між надійністю роботи пристроїв, початковими значеннями параметрів і закономірностями їхньої зміни в процесі експлуатації. Зрозуміло, що серед цих характеристик найбільше підлягають керуванню в процесі виробництва початкові значення параметрів, раціонально встановити, які можна з урахуванням обґрунтованих виробничих допусків [23].

### **1.5. Викиди випадкових процесів дрейфу параметрів**

Викиди випадкових процесів відіграють суттєву роль у відмовах РЕА, пов'язаних із стаціонарними та квазістаціонарними процесами дрейфів параметрів.

Основні положення теорії викидів випадкових процесів є добре відомі. У роботах [60, 85] в різний час і практично незалежно один від другого сформульовано та вирішено задачі загальної теорії викидів, які ґрунтуються на кореляційній теорії та спектральному методі. Необхідність визначення імовірнісних характеристик процесу перетину випадковою функцією заданого рівня є основою для розрахунків у багатьох галузях [132].

Отримання вичерпних імовірнісних характеристик викидів випадкової функції (імовірностей заданого числа викидів протягом заданого проміжку часу, закону розподілу часу перебування випадкової функції вище від заданого рівня) загалом становить значні математичні труднощі, проте обчислення таких

характеристик, як середнє число викидів за одиницю часу, середній час перебування вище від заданого рівня, не є ускладненим.

Загальні формули для їх визначення, які отримав ще в 1944–1945 рр. Райс [172, 173], можна застосувати для будь-яких (таких, що диференціюються) випадкових процесів, хоча числовий результат можна було отримати тільки для нормальних процесів.

Методам обчислень середнього числа і дисперсії числа перетинів заданого рівня випадковим процесом, розподілам екстремальних значень у реалізаціях випадкового процесу кінцевої тривалості і розподілу тривалості викидів присвячено роботи [118–121].

Під час вирішення задачі обчислення середнього числа перетинів випадкового процесу  $x(t)$  із заданою функцією  $a(t)$  на певному часовому інтервалі  $(t_0, t_0+T)$  (рис. 1.5) в роботі [118] приймається, що  $a(t)$  – неперервна однозначна функція, випадковий процес  $x(t)$  диференціюється, та відома спільна щільність імовірності  $f_2(x(t), x'(t))$  для  $x(t)$  і його похідної в співпадаючі моменти часу.

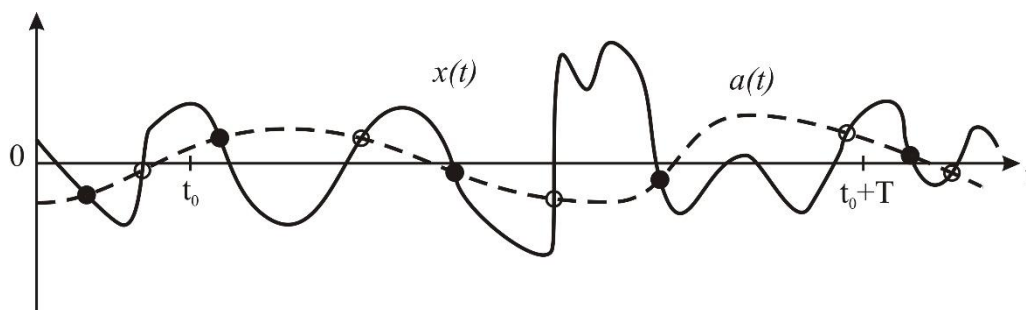


Рис. 1.5. Реалізація випадкового процесу  $x(t)$  та детермінована функція від часу  $a(t)$

Якщо безперервна функція  $y(x)$  на інтервалі  $(c, d)$  має лише прості нулі, то загальне число нулів  $n$  на цьому інтервалі визначається формулою [93]:

$$n = \int_c^d |y'(x)| \delta(y(x)) dx, \quad (1.7)$$

де  $\delta(z-z_0)$  – дельта-функція, котра всюди дорівнює нулю, за винятком особливої точки  $z_0$ , де вона обертається на безкінечність, причому інтеграл від неї по як завгодно малому інтервалу, що містить цю точку, є одиниця.

У більшості практичних задач, пов'язаних із розглядом викидів, виконання тієї самої рівності  $y(x_i)=0$  за двох різних умов  $y'(x_i)>0$  і  $y'(x_i)<0$  відповідає різним наслідкам. Кількість нулів функції  $y(x)$  на інтервалі  $(c, d)$  з додатним нахилом ( $y'(x_i)>0$ ) позначається через  $n^+$ , а з від'ємним нахилом ( $y'(x_i)<0$ ) – через  $n^-$ . З формули (1.7) безпосередньо впливає [93]:

$$n^+ = \int_c^d y'(x)\delta(y(x))dx, \quad y'(x) > 0 \quad \text{та} \quad n^- = -\int_c^d y'(x)\delta(y(x))dx, \quad y'(x) < 0. \quad (1.8)$$

З використанням одиничної ступінчатої функції ці вирази можна записати:

$$n^+ = \int_c^d y'(x)1(y'(x))\delta(y(x))dx \quad \text{та} \quad n^- = -\int_c^d y'(x)1(-y'(x))\delta(y(x))dx. \quad (1.9)$$

Отримані формули можна використати для обчислення середнього числа перетинів випадкового процесу заданою функцією. Якщо функція  $\eta(t)=x(t) - a(t)$  випадкова, очевидно, що перетин випадкового процесу  $x(t)$  із заданою кривою  $a(t)$  збігаються з нулями випадкової функції  $\eta(t)$ .

Кінцева формула для середнього числа перетинів з додатним та від'ємним нахилами випадкового процесу  $x(t)$  з функцією  $a(t)$  на інтервалі  $(t_0, t_0+T)$  [93]:

$$\begin{cases} N_a^+(T) = \langle n_a^+(T) \rangle = \int_{t_0}^{t_0+T} dt \int_0^{\infty} \eta' f_2(a(t), a'(t) + \eta'(t)) d\eta' \\ N_a^-(T) = \langle n_a^-(T) \rangle = - \int_{t_0}^{t_0+T} dt \int_0^{\infty} \eta' f_2(a(t), a'(t) + \eta'(t)) d\eta' \end{cases}. \quad (1.10)$$

Розв'язання задач про викиди як прикладний метод теорії випадкових процесів розглянуто в роботах [93, 94].

Приймають, що  $x(t)$  – випадковий процес, який диференціюється;  $a$  – значення ординати функції  $x(t)$ , за яке відбуваються викиди.

Імовірність викиду в інтервалі часу  $dt$ :

$$P[x(t) < a; x(t + dt) > a]. \quad (1.11)$$

Оскільки  $x(t)$  диференціюється, ці нерівності замінюються нерівностями, накладеними на ординату випадкової функції і її похідну (швидкість зміни ординат функції) в одній точці. Враховуючи ділянку інтервалу часу  $dt$  з точністю

до нескінченно малих другого порядку [94]:

$$x(t + dt) = x(t) + v(t)dt, v(t) \equiv \dot{x}(t). \quad (1.12)$$

Для того, щоб викид мав місце:

$$a - v(t)dt < x(t) < a, (V(t) > 0). \quad (1.13)$$

У разі двовимірному закону розподілу ординати випадкової функції і її похідної в той самий момент часу  $t$  [119]:

$$P[a - v(t)dt < x(t) < a] = \int_0^{\infty} \int_{a-vdt}^a f(x, v | t) dx dv, \quad (1.14)$$

де межі інтеграції охоплюють усі значення  $x(t)$  і  $v(t)$ , що задовольняють нерівності (1.13).

Модифікуючи формулу (1.14), отримують формулу [119]:

$$P[a - v(t)dt < x(t) < a] = dt \int_0^{\infty} f(a, v | t) v dv, \quad (1.15)$$

яка показує, що імовірність викиду впродовж нескінченно малого інтервалу часу  $dt$  пропорційна величині цього інтервалу. Тому вводиться поняття *часової щільності* для імовірності викиду розрахованої на одиницю часу, де  $p(a|t)$  – імовірність викиду за рівень  $a$  у момент часу  $t$ .

$$P[a - v(t)dt < x(t) < a] = v(a | t) dt. \quad (1.16)$$

Повна кількість викидів  $n_a$  за проміжок  $T$  дорівнюватиме сумі величин  $n_j$ :

$$n_a = \sum_{j=1}^k n_j. \quad (1.17)$$

Знаходячи математичне очікування обох частин рівності (1.17) і враховуючи, що математичне очікування кожної з величин  $n_j$  чисельно дорівнює імовірності викиду в  $j$ -му інтервалі  $p(a|t_j)dt_j$ , отримують:

$$n_a = \sum_{j=1}^k p(a | t_j) dt_j. \quad (1.18)$$

У разі збільшення числа інтервалів  $dt_j$  до безкінечності [119]:

$$n_a = \int_0^T \int_0^{\infty} v f(a, v | t) v dv dt, \quad (1.19)$$

а середня тривалість викиду:

$$t_{\text{вук}} = \frac{t_a}{n_a} = \frac{\int_0^{\infty} \int_a^{\infty} f(x|t) dx dt}{\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} v f(a, v | t) dv dt}. \quad (1.20)$$

Для стаціонарних процесів для середнього часу перебування  $t_a$  стаціонарної випадкової функції вище від заданого рівня протягом часу  $T$ , середнього числа викидів  $n_a$  за той самий проміжок часу і середньої тривалості викиду  $t_{\text{вук}}$  отримується [119]:

$$t_a = T \int_a^{\infty} f(x) dx, \quad (1.21)$$

$$n_a = T \int_0^{\infty} v f(a, v) dv, \quad (1.22)$$

$$t_{\text{вук}} = \frac{T \int_a^{\infty} f(x) dx}{T \int_0^{\infty} v f(a, v) dv}. \quad (1.23)$$

Визначення закону розподілу тривалості викиду є складнішим завданням, ніж знаходження числових характеристик, розглянутих вище. Розв'язок цього завдання хоча і отримано в загальному вигляді [49, 60, 61], проте складність остаточних формул змушує визнати, що вона потребує додаткового дослідження.

Таким самим складним є завдання знаходження імовірності того, що протягом цього інтервалу часу відбудеться не більше, ніж задана кількість викидів.

У багатьох завданнях практичний інтерес становить окремий випадок, коли появу послідовних викидів можна вважати незалежними «рідкісними» подіями і прийняти, що кількість викидів протягом часу  $T$  підкоряється закону Пуассона. Оскільки імовірність  $P_m$  появи події  $m$  разів у цьому разі, залежить тільки від математичного очікування кількості викидів  $n_0$  протягом часу  $T$ , визначуваних формулами (1.19) і (для стаціонарного процесу), обчислення  $P_m$  можна довести до

кінця. Наприклад, для імовірності  $P_0$  того, що за час  $T$  не станеться жодного викиду:

$$P_0 = \exp \left[ - \int_0^T \int_0^\infty \nu f(a, \nu | t) d\nu dt \right], \quad (1.24)$$

для стаціонарного процесу:

$$P_0 = \exp \left[ -T \int_0^\infty \nu f(a, \nu) d\nu \right], \quad (1.25)$$

для нормального стаціонарного процесу:

$$P_0 = \exp \left\{ - \frac{T}{2\pi} \sqrt{ \left. \frac{K_x''(\tau)}{K_x(\tau)} \right|_{\tau=0} } e^{-\frac{(a-\bar{x})^2}{2\sigma_x^2}} \right\}. \quad (1.26)$$

### 1.6. Мерехтливі відмови

За умови дрейфів ВП до меж робочої області впродовж певного часу, відбувається вихід параметра за допусковий рівень (ДР), який є короткотривалим, після чого параметр повертається у робочу зону. Відбувається короткотривала втрата працездатності пристрою, що має назву *збою* [36, 54]. Така відмова або усувається самостійно, або завдяки незначному втручанню оператора. У багатьох випадках наявність таких збоїв не перешкоджає виконанню покладених на пристрій задач.

При стаціонарному процесі дрейфу параметра, його виходи за межі ДР повторюються, створюється послідовність збоїв одного типу, яку прийнято називати *мерехтливими відмовами* [73]. Мерехтливі відмови важко відслідковувати, оскільки вони можуть не виникати під час проведення контрольних операцій, проте в робочих умовах пристрій не зможе виконувати покладені на нього задачі.

Оскільки реальні випадкові процеси є близькими до стаціонарних, тобто є квазістаціонарними, то параметри збоїв можуть істотно різнитись на різних проміжках часу роботи пристрою, характеристики мерехтливих відмов змінюються.

Застосування теорії викидів випадкових процесів дає змогу вирішити задачу прогнозування мерехтливих відмов, визначити ймовірність виникнення збоїв, їхню кількість та середню тривалість.

За наявності мерехтливих відмов ймовірність безвідмовної роботи пристрою протягом часу  $T$  дорівнює ймовірності того, що за цей проміжок часу не відбудеться жодного викиду параметра за встановлені рівні  $\Delta_1$  і  $\Delta_2$  (рис. 1.6).

Загалом ця ймовірність визначається так [18] (за рівнянням (1.24)):

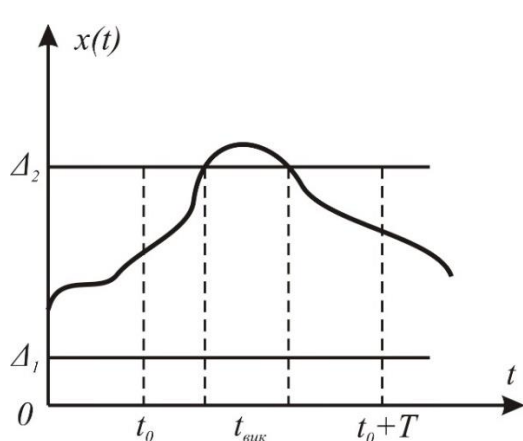


Рис. 1.6. Виникнення мерехтливої відмови тривалістю  $t_{вук}$

$$P_m(T) = \exp \left\{ - \int_0^T \int_0^\infty f(x, v | t) v dv dt \right\}, \quad (1.27)$$

де  $f(x, v | t)$  – щільність сумісного розподілу ординати параметра  $x(t)$  і швидкості  $v$  в той самий момент часу  $t$ ;  $v$  – значення швидкості зміни параметра,  $v(t) = \frac{dx(t)}{dt}$ .

Для знаходження цієї ймовірності необхідно знати закони розподілу викидів випадкового процесу за рівні  $\Delta_1$  і  $\Delta_2$ . Визначити ці закони можна експериментально за допомогою спеціальних досліджень, які є працемісткими і недешевими. Завдання ще більше ускладнюється під час сумісного дослідження декількох параметрів. Тому, оцінюючи надійність пристроїв з урахуванням мерехтливих відмов, доводиться йти на деякі спрощення і припущення. В окремих випадках, якщо викиди параметра  $x(t)$  за рівні  $\Delta_1$  і  $\Delta_2$  є незалежними і рідкісними подіями, кількість їхніх появ можна вважати розподіленою за законом Пуассона. Крім того, досить часто процеси зміни вихідних параметрів РЕП можна звести до стаціонарних або квазістаціонарних процесів, тобто до процесів, параметри яких не залежать від часу в межах певних інтервалів. Для спрощення подальших викладок також вважатимемо, що ці процеси є нормальними і неперервними. У теорії випадкових функцій доводиться, що за прийнятих припущень ймовірність того, що за час  $t_0 + t' - t_0$  не відбудеться жодного викиду за рівень  $\Delta$ , тобто, не



відбудеться жодної відмови, дорівнює [27, 138]

$$P_m(T) = \exp \left\{ -\frac{T}{2\pi} \sqrt{-\left[ \frac{1}{K_x(\tau)} \cdot \frac{d^2 K_x(\tau)}{d\tau^2} \right]_{\tau=0}} \exp \left[ -\frac{\Delta^2}{2\sigma_x^2} \right] \right\}, \quad (1.28)$$

де  $K_x(\tau)$  – кореляційна функція випадкового процесу  $x(t)$ .

Інтенсивність мерехтливих відмов  $\lambda_m$  визначається за формулою

$$\lambda_m = \left\{ \frac{1}{2\pi} \sqrt{-\left[ \frac{1}{K_x(\tau)} \cdot \frac{d^2 K_x(\tau)}{d\tau^2} \right]_{\tau=0}} \exp \left[ -\frac{\Delta^2}{2\sigma_x^2} \right] \right\}. \quad (1.29)$$

Якщо параметр  $x(t)$  обмежений двома рівнями,  $\Delta_1$  і  $\Delta_2$ , то ймовірності безвідмовної роботи за час  $t'$  визначаються рівняннями та аналогічно до інтенсивності мерехтливих відмов.

$$P_{m1}(T) = \exp \left\{ -\frac{T}{2\pi} \sqrt{-\left[ \frac{1}{K_x(\tau)} \cdot \frac{d^2 K_x(\tau)}{d\tau^2} \right]_{\tau=0}} \exp \left[ -\frac{(\Delta_1 - m_x)^2}{2\sigma_x^2} \right] \right\}; \quad (1.30)$$

$$P_{m2}(T) = \exp \left\{ -\frac{T}{2\pi} \sqrt{-\left[ \frac{1}{K_x(\tau)} \cdot \frac{d^2 K_x(\tau)}{d\tau^2} \right]_{\tau=0}} \exp \left[ -\frac{(\Delta_2 - m_x)^2}{2\sigma_x^2} \right] \right\}, \quad (1.31)$$

де  $m_x$  і  $\sigma_x$  – параметри розподілу величини  $x(t)$ .

Ймовірність  $P_{m1,2}$  того, що параметр  $x(t)$  протягом часу знаходиться у межах  $\Delta_1, \Delta_2$ , визначається умовою

$$[1 - P_{m1}(T)] + [1 - P_{m2}(T)] = 1 - P_{m1,2}(T). \quad (1.32)$$

Звідки

$$P_{m1,2}(T) = P_{m1}(T) + P_{m2}(T) - 1. \quad (1.33)$$

Сумарна інтенсивність мерехтливих відмов за двох границь допуску.

Зауважимо, що кореляційна функція  $K_x(\tau)$  часто може бути апроксимована одним з виразів [26]

$$\left. \begin{aligned} K_x(\tau) &= \sigma_x^2 \cdot e^{-\alpha|\tau|}; \\ K_x(\tau) &= \sigma_x^2 \cdot e^{-\alpha|\tau|} \cdot \cos \beta\tau; \\ K_x(\tau) &= \sigma_x^2 \cdot e^{-\alpha^2\tau^2} \cdot \cos \beta\tau; \\ K_x(\tau) &= \sigma_x^2 \cdot e^{-\alpha|\tau|} \cdot \left( \cos \beta\tau + \frac{\alpha}{\beta} \sin \beta|\tau| \right), \end{aligned} \right\} \quad (1.34)$$

де  $\alpha, \beta$  – параметри, які визначаються за характерними точками функції  $K_x(\tau)$ .

Час перебування пристрою в непрацездатному стані (тривалість знаходження параметра за рівнем  $\Delta$ ) обчислюють за формулою

$$t_{\text{вук}} = \pi \frac{\sigma_x}{\sigma_v} \exp \left\{ -\frac{(\Delta - m_x)^2}{2\sigma_x^2} \right\} \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\Delta - m_x}{\sigma_x} \right) \right], \quad (1.35)$$

де  $\sigma_x$  і  $\sigma_v$  – середні квадратичні відхилення параметра  $x(t)$  і швидкості  $v(t)$ .

Цю формулу можна переписати з урахуванням залежності відношення  $\sigma_x$  до  $\sigma_v$  від функції кореляції  $K_x(\tau)$

$$t_{\text{вук}} = \pi \sqrt{-\left[ \frac{K_x(\tau) d\tau^2}{d^2 K_x(\tau)} \right]_{\tau=0}} \exp \left\{ -\frac{(\Delta - m_x)^2}{2\sigma_x^2} \right\} \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\Delta - m_x}{\sigma_x} \right) \right], \quad (1.36)$$

де  $\Phi(\cdot)$  – інтегральна функція Лапласа.

Якщо позначити

$$A = \frac{\sigma_v}{\pi \sigma_x} = \frac{1}{\pi} \sqrt{-\left[ \frac{1}{K_x(\tau)} \frac{d^2 K_x(\tau)}{d\tau^2} \right]_{\tau=0}}, \quad (1.37)$$

то середня тривалість викиду параметра за рівень  $\Delta$  визначиться рівнянням:

$$t_{\text{вук}} = \frac{1}{A} \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\Delta - m_x}{\sqrt{K_x(0)}} \right) \right] \exp \left\{ -\frac{(\Delta - m_x)^2}{2K_x(0)} \right\}. \quad (1.38)$$

В інженерній практиці часто необхідно визначити кількість викидів параметра пристрою за встановлений рівень  $\Delta$  протягом певного часу експлуатації ця кількість викидів  $n$  на одиницю часу визначається за формулою:

$$n = A \exp \left\{ -\frac{(\Delta - m_x)^2}{2K_x(0)} \right\}. \quad (1.39)$$

Теорія викидів дає змогу спрогнозувати кількість викидів випадкового

процесу дрейфу визначального параметра, їхню тривалість та середню тривалість одного викиду за допустовий рівень, при стаціонарних процесах дрейфів.

### 1.7. Оцінка надійності за рівнем виробничих дефектів

Потенційною причиною відмов радіоелектронних пристроїв та систем є дефекти (невідповідності встановленим вимогам, відхилення параметрів від встановлених норм [40]), котрі виникають на різних стадіях життєвого циклу РЕА та зумовлюють несправності та відмови. Кількість елементів у РЕА щоп'ять років збільшується в 2–5 разів [87]. Дефекти можуть залишитись прихованими весь термін служби об'єкта і не призвести до втрати працездатності. Проте частина дефектів, якщо вони проявляються не одразу, зумовлюють відмову РЕА під час експлуатації, часто призводячи до катастрофічних наслідків. Так, відмова резистора вартістю три долари стала в США причиною руйнування ракети вартістю 140 млн доларів. Вихід з ладу недорогої мікросхеми викликав втрату зв'язку із працюючим на Венері космічним апаратом СРСР [87]. За результатами аналізу причин відмов РЕА, проведеними в Інституті критичних технологій та надійності радіоелектроніки (Україна) 44 % причин відмови всієї досліджуваної РЕА були пов'язані з дефектами її елементів, наприклад, через дефекти конденсаторів відбулось 61 % відмов РЕА [87]. Отже, якість РЕА характеризується множинами потоків дефектів, які виникли на стадіях проектування, виробництва та експлуатації [40, 162, 163].

Узагальненим і універсальним показником якості прийнято вважати імовірнісний показник відносного вмісту дефектів у відповідному вихідному продукті  $P_{\text{деф.і}}$ . Формування якості виробів розглянуто як деяку сукупність технологічних і контрольних процедур, проведення яких супроводжується ущільненням або розрідженням потоків дефектів. Використання залежностей показників надійності від рівня дефектності виробництва є основою ймовірнісного підходу до прогнозування надійності на окремих стадіях технологічного процесу серійного виробництва технічних систем [6, 13, 63, 142, 165, 182].

Параметр потоку дефектів  $\omega$  на виході технологічного процесу є функцією потоків не тільки окремих стадій виробництва, але й потоків дефектів матеріалів, напівфабрикатів, комплектуючих виробів та інших ресурсів [13]:

$$\omega_0 = \omega(\{\omega\}_1, \{\omega\}_2, \dots, \{\omega\}_n). \quad (1.40)$$

Дослідження потоків виробничих дефектів  $\omega_{di}$  та потоків відмов радіоелектронних пристроїв під час їх експлуатації  $\omega$  показують наявний зв'язок між ними, який взагалом можна описати рівнянням лінійної регресії:

$$\omega = \omega_0 + \varepsilon \cdot \omega_0, \quad (1.41)$$

де  $\omega_0$  – вільний член рівняння,  $\varepsilon$  – коефіцієнт перетворення потоків. Такі самі залежності можна встановити і для потоків окремих підсистем:

$$\begin{aligned} \omega_1 &= \omega_{01} + \varepsilon_1 \cdot \omega_{01}; \\ \omega_2 &= \omega_{02} + \varepsilon_2 \cdot \omega_{02}; \\ &\dots\dots\dots; \end{aligned} \quad (1.42)$$

Вид кожної з цих залежностей визначається особливостями відповідної системи, властивостями ресурсів, параметрами електричних схем, конструкцій, технологій, умовами експлуатації, досконалістю обслуговування тощо.

Так, між параметрами потоків дефектів виробів і параметрами потоків їхніх відмов у процесі експлуатації існують досить сильні кореляційні зв'язки (коефіцієнти кореляції знаходяться в межах 0,25–0,92).

За допомогою параметрів цих потоків з прийняттям відомих припущень стає можливим визначення показників надійності  $P_{n,i}(t)$  або  $T_{сер n,i}$ ,  $i=1 \dots n$ :

$$\begin{aligned} P_{n,i}(t) &= \exp\left(-\int_0^{\infty} \omega_{n,i}(\tau) d\tau\right); \\ T_{сер n,i}(t) &= \frac{1}{\omega_{n,i}}. \end{aligned} \quad (1.43)$$

Ймовірність відмови виробу  $Q(t) = 1 - P(t)$  за  $n$  параметрами розраховується за допомогою формули

$$Q(t) = \sum_{1 \leq i \leq n} Q_i(t) + \sum_{1 \leq i_1 < i_2 \leq n} Q_{i_1}(t)Q_{i_2}(t) + \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < i_3 \leq n} Q_{i_1}(t)Q_{i_2}(t)Q_{i_3}(t) + \dots + (-1)^n Q_1(t)Q_2(t)\dots Q_n(t). \quad (1.44)$$

Наведена формула є прийнятною, коли ймовірності  $Q_1(t), Q_2(t), \dots, Q_n(t)$  можна розглядати як характеристики сумісних незалежних подій. У більшості практичних ситуацій ця умова є реальною.

Громіздкість формули (1.44) визначає можливість і доцільність її використання для порівняно нескладних виробів, що характеризується одиницями або десятками вихідних параметрів. Реальні технологічні процеси виготовлення радіоелектронних пристроїв призначені для формування значно більшої кількості параметрів. У цих випадках показники надійності  $P(t)$  або  $T_{сер}$  можна визначити за допомогою параметра сумарного потоку відмов  $\omega$ .

Прийнявши припущення, що потоки всіх стадій виробництва  $\omega_j$  є ординарними, стаціонарними і без післядії, потік відмов виробу загалом представимо їх сумою:

$$\omega = \sum_{j=1}^n \omega_j. \quad (1.45)$$

Отримавши в такий спосіб значення параметра сумарного потоку відмов, можна прогнозувати надійність виробу через визначення очікуваного середнього напрацювання на відмову –  $T_{сер}$ , або ймовірності безвідмовної роботи  $P(t)$ .

Введемо позначення:  $q(t)$  – ймовірність відмови виробу в процесі експлуатації

$$q(t) = q_0 [1 - P(t_p)], \quad (1.46)$$

де  $P(t_p)$  – ймовірність того, що протягом  $t_p$  дефект не призведе до відмов виробів.

Враховуючи, що ймовірність відмови виробу  $q(t)$  є функцією параметра потоку відмов  $\omega(t)$  і його можна описати рівнянням:

$$q(t) = 1 - \exp\left(-\int_0^t \omega(t) dt\right), \quad (1.47)$$

параметр потоку відмов виробу  $\omega(t)$  внаслідок виробничих дефектів можна

визначити з рівняння:

$$q_{\partial} [1 - P(t_p)] = 1 - \exp \left( - \int_0^{t_p} \omega(t) dt \right), \quad (1.48)$$

тобто

$$\omega(t_p) = \arg \left\{ q_{\partial} [1 - P(t_p)] + \exp \left( - \int_0^{t_p} \omega(t) dt \right) \right\}. \quad (1.49)$$

Для випадку  $\omega(t) = \text{const}$

$$\omega(t_p) \leq - \frac{\ln \{ q_{\partial} [1 - P(t_p)] \}}{t_p}, \quad (1.50)$$

Треба зазначити, що  $q_{\partial} = P_{np}$  за наявності контролю, тобто, якщо  $P_{\kappa} \neq 0$ ;  $q_{\partial} = P_{def}$ , у разі відсутності контролю, тобто, якщо  $P_{\kappa} = 0$ .

З урахуванням імовірностей наявності дефектів  $P_{def,k,i}$  і пропуску дефектів  $P_{np,k,i}$  параметр потоку дефектів на  $k$ -му кроці технологічного процесу по  $i$ -му параметру виробу визначиться рівняннями

$$\omega(t_p) = - \frac{\ln \left\{ [P_{np,k-1,i} + (1 - P_{np,k-1,i}) P_{e,k,i}] \cdot [1 - P(t_p)] \right\}}{\varepsilon t_p}, \text{ якщо } P_{\kappa,k,i} = 0, \quad (1.51a)$$

$$\omega(t_p) = - \frac{\ln \left\{ [P_{np,k-1,i} + (1 - P_{np,k-1,i}) P_{e,k,i}] \cdot [1 - P(t_p)] (1 - P_{\kappa,k,i}) \right\}}{\varepsilon t_p}, \text{ якщо } P_{\kappa,k,i} \neq 0, \quad (1.52b)$$

де  $P_{e,k,i}$  – ймовірність введення виробничих дефектів при виконанні  $i$ -ї операції на  $k$ -му кроці технологічного процесу.  $P_{\kappa,k,i}$  – ймовірність правильного контролю якості виробу.

Якщо  $\omega(t_p) \ll 1$ , то параметр потоку відмов, що виникають внаслідок наявності виробничих дефектів у виробі, допущених при формуванні  $i$ -го параметра на  $k$ -му кроці, можна визначити за формулою:

$$\omega(t_p) = \frac{q_{\partial} [1 - P(t_p)]}{\varepsilon t_p}. \quad (1.53)$$

Ймовірність  $q_{\partial}$  визначається як в (1.51a) або в (1.52b).

За допомогою наведених рівнянь можна знайти середній час безвідмовної роботи  $T_{сер}$ , якщо відоме значення параметра потоку дефектів виробництва  $\omega_d$ .

Щоб оцінити надійність виробу загалом визначають параметр сумарного потоку відмов  $\omega_c$

$$\omega_c = \sum_{k=1}^n \sum_{i=1}^m \varepsilon_{k,i} \omega_{k,i}, \quad (1.54)$$

де  $n$  і  $m$  кількість кроків технологічного процесу і кількість параметрів виробу.

Комплексне вивчення механізму відмов апаратури, а також досконала система збору та обробки інформації щодо процесів і механізмів виникнення дефектів, можуть забезпечити розробку надійних фізичних і математичних моделей, придатних для рішення задач оцінювання, прогнозування і оптимізації надійності виробів [13].

### Висновки до розділу

1. Проведений огляд та аналіз відкритих публікацій, у яких викладено науково-технічні ідеї та створені на їхній основі методи розрахунків надійності та основних способів її підвищення як однієї з основних характеристик якості РЕА показав необхідність розгляду проблеми забезпечення надійності як комплексної задачі на всіх етапах життєвого циклу апаратури, а також можливість її покрокового виконання.

2. Існує досить велика кількість окремих методів розрахунку надійності на кожному окремому кроці усього життєвого циклу РЕА. Використовують різні підходи до побудови моделей надійності: одні ґрунтуються на фізико-математичному аналізі процесів та параметрів, що змінюються у часі; інші базуються безпосередньо на статистичних даних. Імовірно-статистичні підходи до питань надійності становлять чільну частину в розвитку методик підвищення ймовірності безвідмовної роботи РЕА. Фізико-математичний підхід є достатньо точним, проте потребує подальшого розвитку.

3. Зміни визначального параметру, що характеризує працездатність об'єкта, спричинені фізичними процесами деградації та старіння матеріалів, зношенням

елементів, наявними дефектами, та зовнішніми впливами. Розгляд визначального параметра як випадкової величини, що дрейфує в часі до її виходу за допустиму межу, становить суть деяких значних наукових робіт. Процеси дрейфів параметрів апаратури за своїм характером поділяють на квазідетерміновані, квазістаціонарні та стаціонарні випадкові процеси. Селективний аналіз наукових публікацій показав наявність теоретичних методів прогнозування надійності РЕА за визначальним параметром, застосування яких має низку обмежень, пов'язаних з характером процесів дрейфів. Прогнозування квазідетермінованих дрейфів параметрів обмежується визначенням гама відсоткового ресурсу, а для стаціонарних та квазістаціонарних процесів лише імовірнісним підходом.

4. Відома класична теорія викидів випадкових процесів ефективно використовується при обробці сигналів за наявності перешкод, однак спроби впровадження ідей цієї теорії у прогнозування надійності обмежені стаціонарним випадковим процесом із нормальним законом розподілу. Розвиток сучасної обчислювальної техніки робить можливим застосування положень теорії викидів випадкових процесів для прогнозування параметричної надійності за різних характерах дрейфу визначального параметра.

5. Велика кількість відмов апаратури спричинена дефектами допущеними при її виробництві. Використання залежностей показників надійності від рівня дефектності є методологічною основою ймовірнісного підходу до прогнозування надійності у виробництві. Тому постає задача глибше дослідити вплив дефектності на надійність і розробити чіткі рішення для розрахунку надійності за рівнем дефектності, що стає можливим за достатньої кількості статистичних даних.

Основні підходи до подальших досліджень висвітлено у [43, 71, 144]



## РОЗДІЛ 2

### РОЗРОБКА МЕТОДІВ ПРОГНОЗУВАННЯ НАДІЙНОСТІ РЕА ЗА ВИЗНАЧАЛЬНИМ ПАРАМЕТРОМ

Важливою складовою надійності є параметрична надійність, яка характеризує здатність пристрою відповідати технічним характеристикам і не просто виконувати певні функції, а здійснювати це із заданою якістю. Параметрична надійність визначається імовірнісними показниками відповідності ВП заданим значенням і прогнозуванням їхньої зміни.

Своєю чергою, параметри РЕА дрейфують під впливом зовнішніх та внутрішніх чинників, внаслідок старіння та зношування матеріалів та елементів. ВП є випадковою величиною, що змінюється у часі, отже, дрейф ВП є випадковим процесом у імовірнісному сенсі.

#### **2.1. Особливості визначення гарантованого часу роботи для квазідетермінованих процесів дрейфів параметрів**

Проведений аналіз літературних джерел показав, що дрейфи параметрів прецизійної РЕА довготривалого використання за своєю фізичною сутністю є процесами з явно вираженими монотонними і флуктуаційними складовими [73, 85]. Враховуючи співвідношення цих складових значна частина таких процесів належить до квазідетермінованих, які характеризуються обов'язковим виходом ВП за допустимий рівень. Як показано в роботах [5,8], за відомих умов експлуатації апаратури і відповідних впливів дестабілізуючих факторів, стає можливим створення ідентифікованих моделей дрейфів параметрів, а саме регресій математичного очікування та квадратичного відхилення. Постає завдання розробити метод прогнозування надійності апаратури з визначенням імовірності безвідмовної роботи і гарантованого часу знаходження параметрів у полі допуску, обмеженому ДР, з кількісним оцінюванням точності прогнозування.

Сформалізуємо поставлене завдання.

Розглянемо процес дрейфу ВП як випадкову функцію  $X(t)$  [56], яка при фіксованому  $t$  є випадковою величиною з щільністю розподілу  $f(x/t)$ , математичне очікування  $M[X(t)] = m(t) \neq const$ , середнє квадратичне відхилення  $\sigma(t)$ , причому  $m(0) = m_0, \sigma(0) = \sigma_0$ .

Представимо квазідетермінований процес дрейфу параметра  $X(t)$  в загальному виді адитивною функцією:

$$X(t) = X_{мон}(t) + X_{фл}(t), \quad (2.1)$$

де  $X_{мон}(t)$  – монотонна складова, яка може бути як випадковою, так і не випадковою функцією,  $X_{фл}(t)$  – суто флуктуаційна складова процесу.

Нагадаємо, що квантиль, відповідний до заданого рівня імовірності  $p$ , згідно з означенням [96] є таке значення  $x = x_p$ , для якого функція розподілу набуває такого значення, що дорівнює  $p$ , тобто:

$$F(x_p) = P[X < x_p] = p. \quad (2.2)$$

Задаймо два квантильні рівні довірчої імовірності  $p_1, p_2$  і запровадимо функції  $\alpha_1(t)$  і  $\alpha_2(t)$ , які для кожного моменту часу  $t$  із заданими імовірностями  $p_1, p_2$  гарантують виконання подвійної нерівності:

$$\alpha_1(t) < X(t) < \alpha_2(t), \quad (2.3)$$

до того ж:

$$p_1 = P\{X(t) > \alpha_1(t)\}, \quad p_2 = P\{X(t) < \alpha_2(t)\}. \quad (2.4)$$

Приймаємо два ДР значень параметра, що визначають працездатність пристрою, нижній допусковий рівень  $\Delta_1$  та верхній допусковий рівень  $\Delta_2$ .

Імовірність того, що значення ВП (ордината процесу) в момент  $t = t_i$  буде більшим за встановлений допусковий рівень  $\Delta_1$  визначається формулою:

$$P(t_i) = P\{X(t_i) > \Delta_1\} = \int_{\Delta_1}^{\infty} f(x/t_i) dx, \quad (2.5)$$

а імовірність того, що значення ВП у цей момент буде меншим за  $\Delta_2$  визначається формулою:

$$P(t_i) = P\{X(t_i) < \Delta_2\} = \int_{-\infty}^{\Delta_2} f(x/t_i) dx, \quad (2.6)$$

де  $f(x/t_i)$  – щільність розподілу значень ВП  $x$  у момент часу  $t_i$ .

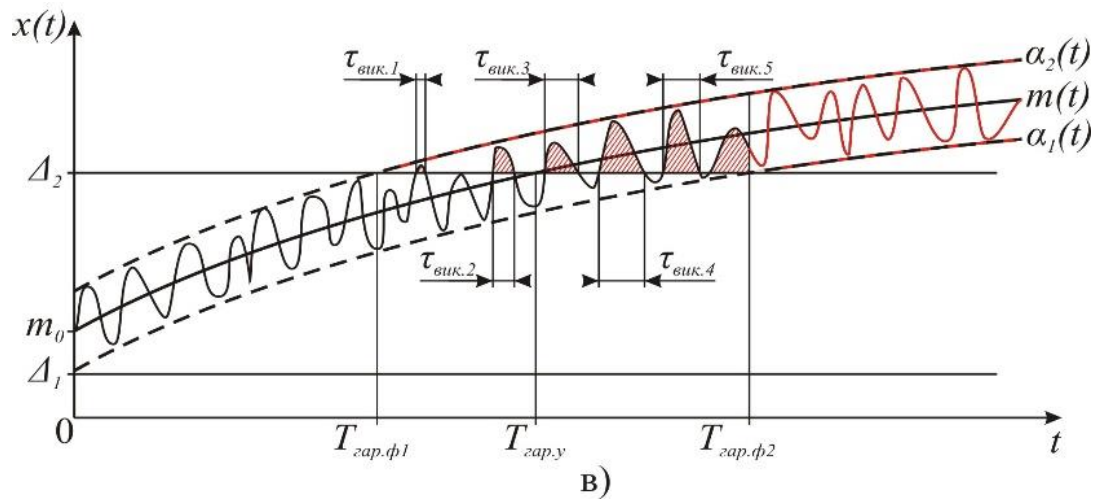
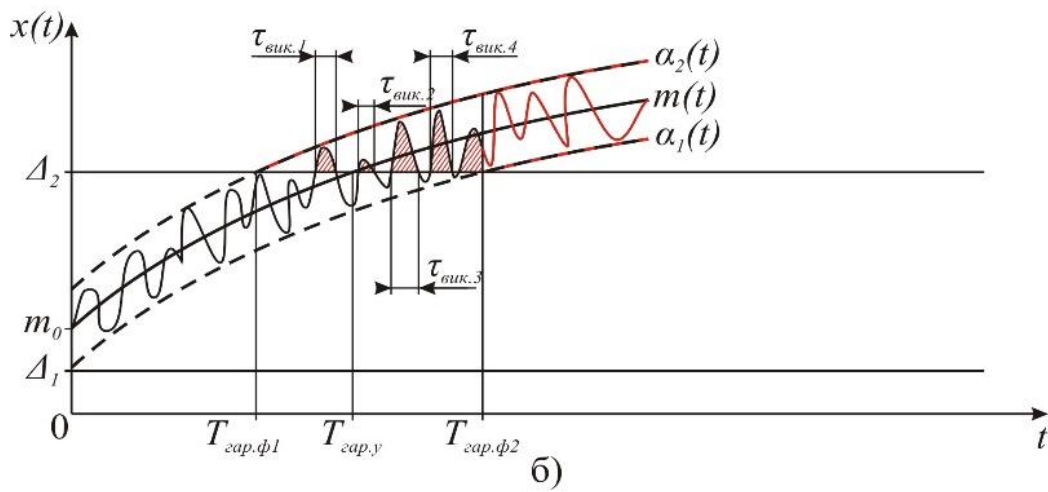
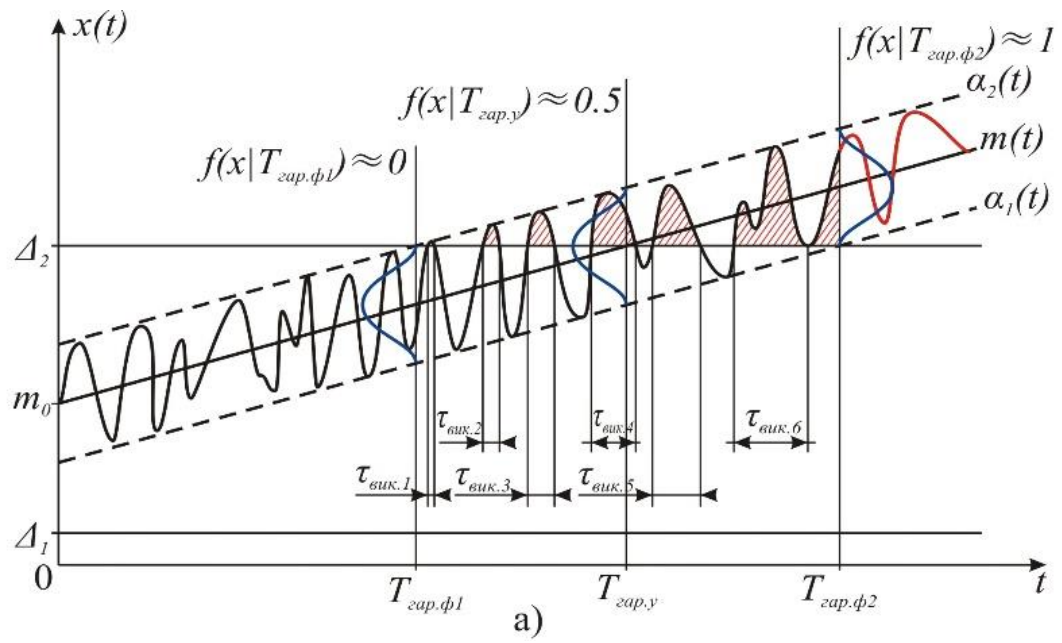
Оскільки процес дрейфу є випадковим і має флуктуаційну складову, вихід випадкового процесу за допустимі межі проходить за певний проміжок часу  $\Delta T_{gap}$ , який умовно обмежено моментами часу  $T_{gap.\phi 1}$  (початок виходу процесу дрейфу ВП за допускові рівні) та  $T_{gap.\phi 2}$  (остаточний вихід ВП за ДР) (рис. 2.1, а–в).

З іншого боку, цей процес дрейфу можна характеризувати кількістю та тривалостями  $\tau_{вик.i}$  його викидів за встановлені ДР (рис. 2.1, а–г).

Залежно від співвідношення значень монотонної  $X(t)_{мон}$  та флуктуаційної  $X(t)_{фл}$  складових і гранично допустимих рівнів ( $\Delta_1, \Delta_2$ ) випадковий процес дрейфу ВП може бути квазідетермінованим (рис. 2.1, а–в), або квазістаціонарний (рис. 2.1, г). З рис. 2.1 помітно, що точність прогнозування гарантованого часу роботи залежить від швидкості зміни монотонної складової випадкового процесу.

З огляду на природу дрейфу ВП застосовано два окремі підходи до прогнозування параметричної надійності. Для прогнозування надійності РЕА при квазідетермінованих процесах дрейфів параметрів доцільно застосовувати **метод квантильних зон**. Використання відомого у математичній статистиці поняття квантилю дало можливість запровадити до розгляду поняття квантильної кривої та квантильної зони, що обмежена квантильними кривими.

Метод квантильних зон уможлиблює визначення гарантованого часу роботи  $T_{gap.y}$  за математичним очікуванням, а також визначення за допомогою квантилів  $\alpha_1(t)$  і  $\alpha_2(t)$  інтервалу часу напрацювання, у якому пристрій може виходити з ладу з подальшим поверненням до робочого стану.



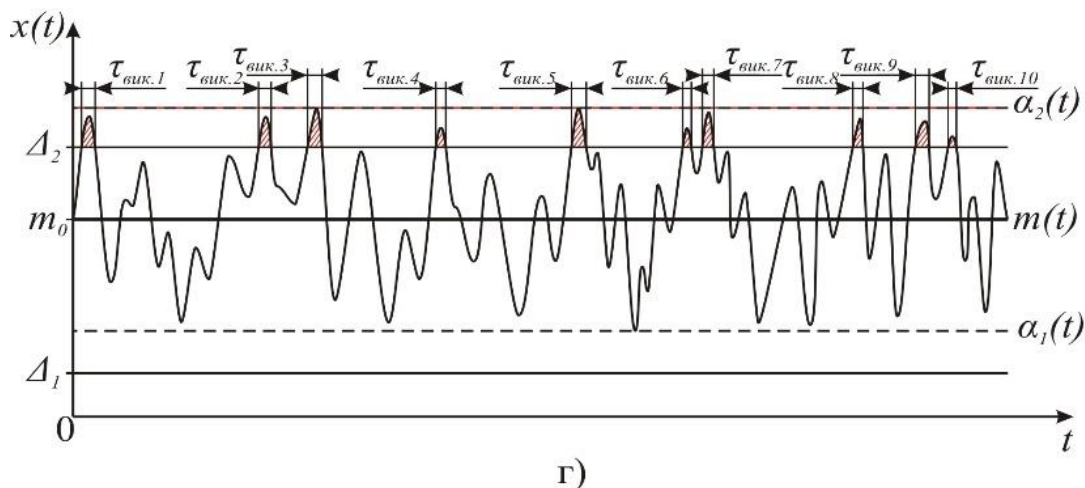


Рис. 2.1. Приклади реалізації випадкових процесів дрейфу ВП: *a-в* – квазідетерміновані процеси дрейфу параметра з різною швидкістю; *г* – квазістаціонарний процес дрейфу параметра.

$m(t)$  – математичне очікування значення параметра;

$\alpha_1(t), \alpha_2(t)$  – нижній та верхній квантилі;  $f(x|T_{gap.})$  – щільність розподілу параметра  $x$  у момент часу  $T_{gap.}$ ;  $T_{gap.y}$  – гарантований час роботи, визначений за математичним очікуванням (середній час наробітку до відмови);  $T_{gap.\phi 1}$  – фактичний гарантований час, визначений за верхнім квантилем;  $T_{gap.\phi 2}$  – фактичний гарантований час, визначений за нижнім квантилем;  $\tau_{vyk.i}$  – тривалість  $i$ -го викиду випадкового процесу за допусковий рівень

Визначення умовного гарантованого часу  $T_{gap.y}$ , [53, 70] за відсутності флуктуаційної складової зводиться до встановлення такого значення аргументу функції  $m(t)$ , яке забезпечує рівність:

$$\arg [m(t) = \Delta], \quad (2.7)$$

або, що те саме, до обчислення кореня рівняння:

$$m(t) - \Delta = 0, \quad (2.8)$$

де  $\Delta$  – допусковий рівень і є відомим числом, для зростаючого процесу  $\Delta = \Delta_2$ , а для спадаючого  $\Delta = \Delta_1$ .

Так:

$$T_{gap.y} = \arg |m(t) = \Delta_2|, \text{ або: } T_{gap.y} = \arg |m(t) = \Delta_1|. \quad (2.9)$$

Рівняння (2.9), якщо  $m(t)$  не поліном, є трансцендентним (не алгебраїчним) і тому числове значення його кореня встановлюється з потрібною точністю яким-небудь чисельним методом, наприклад, способом послідовних наближень (ітерацій).

У реальному процесі дрейфу параметра завжди наявна флуктуаційна складова, яка характеризується змінним у часі середнім квадратичним відхиленням  $\sigma(t)$ . У цьому разі гарантований час встановлюється з певною імовірністю, для чого використовуємо квантильні функції  $\alpha_1(t)$  і  $\alpha_2(t)$ . Гарантований час за наявності флуктуацій  $T_{\text{гар.}\phi 1}$  визначаємо за формулами:

$$T_{\text{гар.}\phi 1} = \arg | \alpha_2(t) = \Delta_2 | \text{ та } T_{\text{гар.}\phi 1} = \arg | \alpha_1(t) = \Delta_1 |, \quad (2.10)$$

для зростаючого та спадаючого процесів відповідно.

При рішенні рівняння (2.10) теж виникає потреба у чисельних підрахунках коренів трансцендентних рівнянь, вигляд яких визначається конкретними апроксимаційними представленнями квантильних функцій.

Введені кванtilі дають змогу з тими самими імовірностями  $p_1$  і  $p_2$  встановити також час повної втрати працездатності пристрою  $T_{\text{гар.}\phi 2}$ .

$$T_{\text{гар.}\phi 2} = \arg | \alpha_1(t) = \Delta_2 | \text{ та } T_{\text{гар.}\phi 2} = \arg | \alpha_2(t) = \Delta_1 |, \quad (2.11)$$

для зростаючого та спадаючого процесів відповідно, за умови перетину обома квантилями одного допускового рівня.

Необхідно зауважити, що в проміжку часу між моментами  $T_{\text{гар.}\phi 1}$  та  $T_{\text{гар.}\phi 2}$  пристрій може втрачати працездатність та повертатись до робочого стану. Таким чином стає доцільним уведення так званої похибки визначення гарантованого часу безвідмовної роботи  $\Delta T_{\text{гар}}$ :

$$\Delta T_{\text{гар}} = T_{\text{гар.}\phi 2} - T_{\text{гар.}\phi 1}. \quad (2.12)$$

У разі відсутності точки перетину другого квантиля з допусковим рівнем:

$$\Delta T_{\text{гар}} = T_{\text{гар.}\gamma} - T_{\text{гар.}\phi 1}. \quad (2.13)$$

Методика чисельного розв'язання рівнянь викладено у [64, 77, 128].

Використаємо метод простої ітерації, за якого грубе наближене початкове значення кореня, яке можна вказати графічно або аналітично, використовується для побудови послідовності наближень до кореня.

Отже, нехай потрібно розв'язати рівняння:

$$\Phi(t) = 0, \quad (2.14)$$

тобто знайти нуль функції  $\Phi(t)$ .

Рівняння (2.14) може мати багато коренів. Відомими способами знаходимо проміжок  $[a, b]$ , на якому знаходиться лише один корінь [33]. Виокремивши корінь, перепишемо рівняння (2.14) у вигляді:

$$t = \phi(t). \quad (2.15)$$

Запис рівняння (2.14) у вигляді (2.15) можна здійснити різними шляхами і отримати різні вирази для  $\phi(t)$ , але важливо витримати умову:

$$|\phi'(t)| < 1. \quad (2.16)$$

Якщо умова (2.16) не виконується, то рівняння (2.14) можна подати у вигляді:

$$t = t - A \cdot \Phi(t), \quad (2.17)$$

де константу  $A$  підбирають так, щоб умова (2.16) виконувалась.

Виконуємо ітерації. Вибираємо деяке наближене значення кореня  $t_0$ , яким можна вважати довільне число з проміжку  $[a, b]$ . Знаходимо точніше значення кореня  $t_1 = \phi(t_0)$ , потім  $t_2 = \phi(t_1)$ , ...

Послідовність чисел  $t_0, t_1, t_2, \dots, t_n, \dots$  збігається дуже швидко до точного значення кореня, якщо виконано умову (2.16).

Якщо рівняння подано у вигляді (2.17) то розв'язки визначаються так:

$$t_n = t_{n-1} - A \cdot \phi(t_{n-1}). \quad (2.18)$$

Глибше цей метод описано у [128].

### 2.1.1. Ітераційний спосіб рішення

Дослідження дрейфів параметрів електронної вимірювальної апаратури і апаратури іншого призначення свідчать, що зручною математичною моделлю зміни в часі математичного очікування квазідетермінованих процесів є експоненційна спадаюча або зростаюча модель з степеневим адаптаційним коефіцієнтом  $k_1$ . Зміна в часі середнього квадратичного відхилення флуктуаційної складової дрейфу адекватно моделюється лінійною функцією з кутовим адаптаційним коефіцієнтом  $k_2$ . За спадаючого процесу  $T_{zap,y}$  і  $T_{zap,\phi 1}$  визначаємо з використанням залежностей:

$$m(t) = m_0 \exp(-k_1 t) = \Delta_1, \quad (2.19)$$

$$\sigma(t) = \sigma_0 + k_2 t, \quad (2.20)$$

$$\alpha_1(t) = m_0 \exp(-k_1 t) - u_p (\sigma_0 + k_2 t) = \Delta_1, \quad (2.21)$$

$$\alpha_2(t) = m_0 \exp(-k_1 t) + u_p (\sigma_0 + k_2 t) = \Delta_1. \quad (2.22)$$

де  $u_p$  – квантиль стандартного розподілу, визначений за довірчою імовірністю  $p$ .

Підставляючи ці рівняння (2.19–2.22) у (2.9–2.11) та провівши логорифмування, отримуємо:

$$T_{zap,y} = \ln \left( \frac{m_0}{\Delta_1} \right)^{\frac{1}{k_1}} = \frac{1}{k_1} \ln \left( \frac{m_0}{\Delta_1} \right), \quad (2.23)$$

$$T_{zap,\phi 1} = \ln \left( \frac{m_0}{\Delta_1 + u_p (\sigma_0 + k_2 T_{zap,\phi 1})} \right)^{\frac{1}{k_1}}, \quad (2.24)$$

$$T_{zap,\phi 2} = \ln \left( \frac{m_0}{\Delta_1 - u_p (\sigma_0 + k_2 T_{zap,\phi 2})} \right)^{\frac{1}{k_1}}. \quad (2.25)$$

Отримані рівняння є трансцендентними. Значення  $T_{zap,y}$  можна легко знайти із застосуванням логарифмічних таблиць або сучасних обчислювальних засобів. Значення  $T_{zap,\phi 1}$  та  $T_{zap,\phi 2}$  безпосередньо з рівнянь обчислити не можливо.

Знайдемо  $T_{zap,\phi 1}$  наближено, наприклад, ітераційним способом послідовного покращення точності з використанням ряду Тейлора, який викладено у [64, 92].



Запишемо рівняння (2.21) у вигляді (2.14):

$$\Phi(t) = m_0 \exp(-k_1 t) - u_p (\sigma_0 + k_2 t) - \Delta_1 = 0, \quad (2.26)$$

для якого знайдемо початкове наближення  $t \approx t_0$ .

Це значення можна знайти наближено як абсцису точки перетину квантильної функції  $\alpha_I(t)$  з допусковим рівнем  $\Delta_1$  (точка  $T_{\text{зар.фл}}$  на рис. 2.1, б).

Нехай  $t = t_0 + \delta$ , де  $\delta$  – різниця між точним та наближеним значеннями кореня. Розкладемо  $\Phi(t)$  в ряд Тейлора [90]:

$$\Phi(t) = \Phi(t_0 + \delta) = \Phi(t_0) + \delta \cdot \Phi'(t_0) + \delta^2 \cdot \frac{\Phi''(t_0)}{2!} + \dots = 0. \quad (2.27)$$

Для практичних розрахунків достатньо перших трьох членів ряду:

$$\Phi(t_0) + \delta \cdot \left[ \Phi'(t_0) + \delta \cdot \frac{\Phi''(t_0)}{2!} \right] \approx 0. \quad (2.28)$$

Звідки знайдемо наближене значення для поправки  $\delta$ :

$$\delta = \frac{-\Phi(t_0)}{\Phi'(t_0) + \delta \cdot \frac{\Phi''(t_0)}{2!}}. \quad (2.29)$$

Маємо ітераційну схему для знаходження послідовних наближень поправки.

$$\delta_n = \frac{-\Phi(t_0)}{\Phi'(t_0) + \delta_{n-1} \cdot \frac{\Phi''(t_0)}{2!}}. \quad (2.30)$$

У нашому розгляді:

$$\Phi(t) = m_0 \exp(-k_1 t) - u_p (\sigma_0 + k_2 t) - \Delta_1, \quad (2.26)$$

$$\Phi'(t) = -k_1 m_0 \exp(-k_1 t) - u_p k_2, \quad (2.31)$$

$$\Phi''(t) = -k_1^2 m_0 \exp(-k_1 t). \quad (2.32)$$

Обчислення  $\delta$  проводимо шляхом послідовних процедур:

$$\delta_1 = \frac{-\Phi(t_0)}{\Phi'(t_0)}, \delta_2 = \frac{-\Phi(t_0)}{\Phi'(t_0) + \delta_1 \cdot \frac{\Phi''(t_0)}{2!}}, \dots, \delta_n = \frac{-\Phi(t_0)}{\Phi'(t_0) + \delta_{n-1} \cdot \frac{\Phi''(t_0)}{2!}}. \quad (2.33)$$

Процес обчислень припиняємо тоді, коли  $\delta_n$  і  $\delta_{n-1}$  близькі між собою з достатньою точністю. Такий спосіб можна застосовувати і для звичайних алгебраїчних рівнянь.

### 2.1.2. Апроксимація процесів дрейфів ВП

Визначення  $T_{zap.\phi}$  можна здійснити іншим способом. Для цього експоненту  $\exp(-k_1 t)$  з рівняння (2.19) розкладемо в ряд:

$$\exp(-k_1 t) = 1 - k_1 t + \frac{(k_1 t)^2}{2!} - \frac{(k_1 t)^3}{3!} + \dots \quad (2.34)$$

Цей ряд є збіжним. Для моделювання квазідетермінованих процесів залежно від бажаної точності апроксимації можна користуватись рядом з обмеженою кількістю членів.

За лінійної апроксимації спадаючого процесу рівняння (2.19) набуває виду:

$$m(t) = m_0(1 - k_1 t) = \Delta_1, \quad (2.35)$$

$$\alpha_1(t) = m_0(1 - k_1 t) - u_p(\sigma_0 + k_2 t) = \Delta_1, \quad (2.36)$$

з якого:

$$T_{zap.\phi} \approx \frac{m_0 - \Delta_1 - u_p \sigma_0}{m_0 k_1 + u_p k_2}. \quad (2.37)$$

Похибку гарантованого часу безвідмовної роботи при спадному процесі визначаємо за формулою:

$$\Delta T_{zap} = \frac{\Delta_1 - m_0}{m_0 k_1} - \frac{m_0 - \Delta_1 - u_p \sigma_0}{m_0 k_1 + u_p k_2}. \quad (2.38)$$

За лінійної апроксимації зростаючого процесу:

$$m(t) = m_0 k_1 t = \Delta_2, \quad (2.39)$$

$$\sigma(t) = \sigma_0 + k_2 t, \quad (2.40)$$

$$\alpha_1(t) = m_0 k_1 t + u_p(\sigma_0 + k_2 t) = \Delta_2. \quad (2.41)$$

Похибка  $\Delta T_{zap}$  при зростаючому процесі:

$$\Delta T_{zap} \approx \frac{\Delta_2}{m_0 k_1} - \frac{\Delta_2 - u_p \sigma_0}{u_p k_2 + m_0 k_1}. \quad (2.42)$$

За квадратичної апроксимації зростаючої та спадаючої експоненти:

$$e^{-k_1 t} \approx 1 - k_1 t + \frac{(k_1 t)^2}{2!}. \quad (2.43)$$

Визначаємо похибку гарантованого часу безвідмовної роботи при спадаючому процесі:

$$m(t) = m_0 \left[ 1 - k_1 t + \frac{(k_1 t)^2}{2!} \right], \quad (2.44)$$

$$\alpha_1(t) = m_0 \left[ 1 - k_1 t + \frac{(k_1 t)^2}{2!} \right] - u_p \sigma_0 - u_p k_2 t, \quad (2.45)$$

$$\Delta T_{zap} \approx \frac{m_0 k_1 - \sqrt{(m_0 k_1)^2 - 2m_0 k_1^2 (m_0 - \Delta_1)}}{m_0 k_1^2} - \frac{m_0 k_1 + u_p k_2}{m_0 k_1^2} - \frac{\sqrt{(m_0 k_1 + u_p k_2)^2 - 2m_0 k_1^2 (m_0 - u_p \sigma_0 - \Delta_1)}}{m_0 k_1^2}, \quad (2.46)$$

Відповідно, при зростаючому процесі дрейфу ВП:

$$m(t) = m_0 \left[ k_1 t - \frac{(k_1 t)^2}{2!} \right], \quad (2.47)$$

$$\alpha_2(t) = m_0 \left[ k_1 t - \frac{(k_1 t)^2}{2!} \right] + u_p \sigma_0 + u_p k_2 t, \quad (2.48)$$

$$\Delta T_{zap} \approx \frac{m_0 k_1 - \sqrt{(m_0 k_1)^2 - 2m_0 k_1^2 (m_0 - \Delta_1)}}{m_0 k_1^2} - \frac{m_0 k_1 - u_p k_2}{m_0 k_1^2} - \frac{\sqrt{(m_0 k_1 + u_p k_2)^2 - 2m_0 k_1^2 (\Delta_2 + u_p \sigma_0)}}{m_0 k_1^2}. \quad (2.49)$$

У разі кубічної апроксимації використовуємо таку заміну:

$$e^{-k_1 t} \approx 1 - k_1 t + \frac{(k_1 t)^2}{2!} - \frac{(k_1 t)^3}{3!}. \quad (2.50)$$

Похибка гарантованого часу безвідмовної роботи при спадаючому процесі:

$$\Delta T_{zap} \approx t - t_1, \quad (2.51)$$

де  $t$  та  $t_1$  визначається з таких залежностей:

$$m(t) = m_0 \left[ 1 - k_1 t + \frac{(k_1 t)^2}{2!} - \frac{(k_1 t)^3}{3!} \right], \quad (2.52)$$

$$\alpha_1(t) = m_0 \left[ 1 - k_1 t + \frac{(k_1 t)^2}{2!} - \frac{(k_1 t)^3}{3!} \right] - u_p \sigma_0 - u_p k_2 t. \quad (2.53)$$

$t$  є коренями рівнянь:

$$t = \text{root}[m(t) = \Delta_1], \quad (2.54)$$

$$t_1 = \text{root}[\alpha_1(t) = \Delta_1]. \quad (2.55)$$

На основі одержаних математичних залежностей побудовано графічні залежності для якісного аналізу ефективності розроблених моделей.

Експоненціальна модель дрейфу ВП та її лінійна, квадратична та кубічна апроксимації для їх порівняння наведено на рис. 2.2, *a–в*, з якого видно, що за малого проміжку часу похибка апроксимації є меншою у разі використання менших кількості перших членів ряду, і, навпаки, є більшою у разі великих

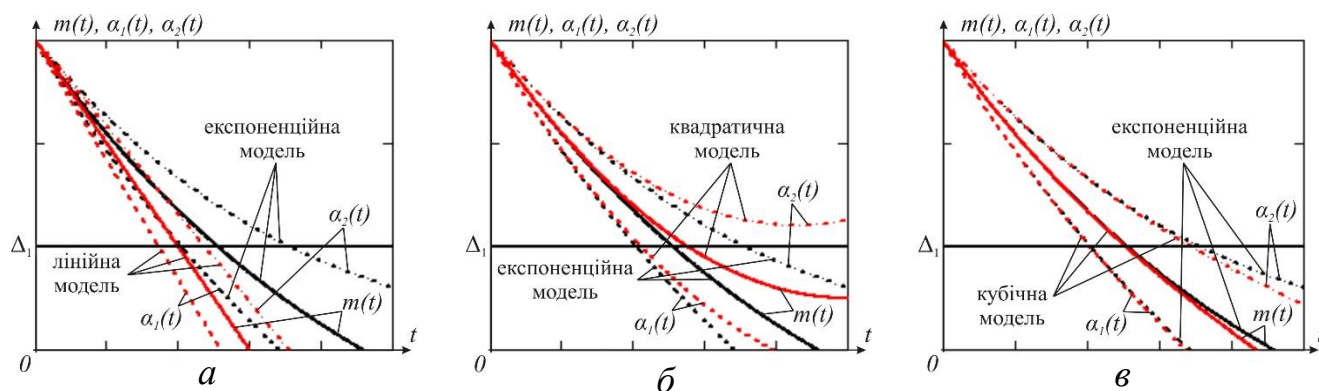


Рис. 2.2. Графічні зображення експоненційної моделі дрейфу ВП та її апроксимаційних моделей: *a* – експоненційна та лінійна моделі; *b* – експоненційна та квадратична моделі; *v* – експоненційна та кубічна моделі

проміжків часу. Розглянемо кожен випадок апроксимації за малих значень  $t$ .

Насамперед досліджено лінійну апроксимацію процесу дрейфу ВП.

За рівнянням (2.35) побудовано графіки залежності математичного очікування та квантилів від часу для випадку лінійної апроксимації зростаючого процесу дрейфу ВП для різних значень коефіцієнтів крутизни  $k_1$  та  $k_2$  (рис. 2.3, *a*,

б). З рис. 2.3 видно, що в разі збільшення коефіцієнта  $k_1$  гарантований час зменшується, водночас зменшується і похибка, а при збільшенні коефіцієнта  $k_2$  похибка зростає, проте гарантований час не змінюється.

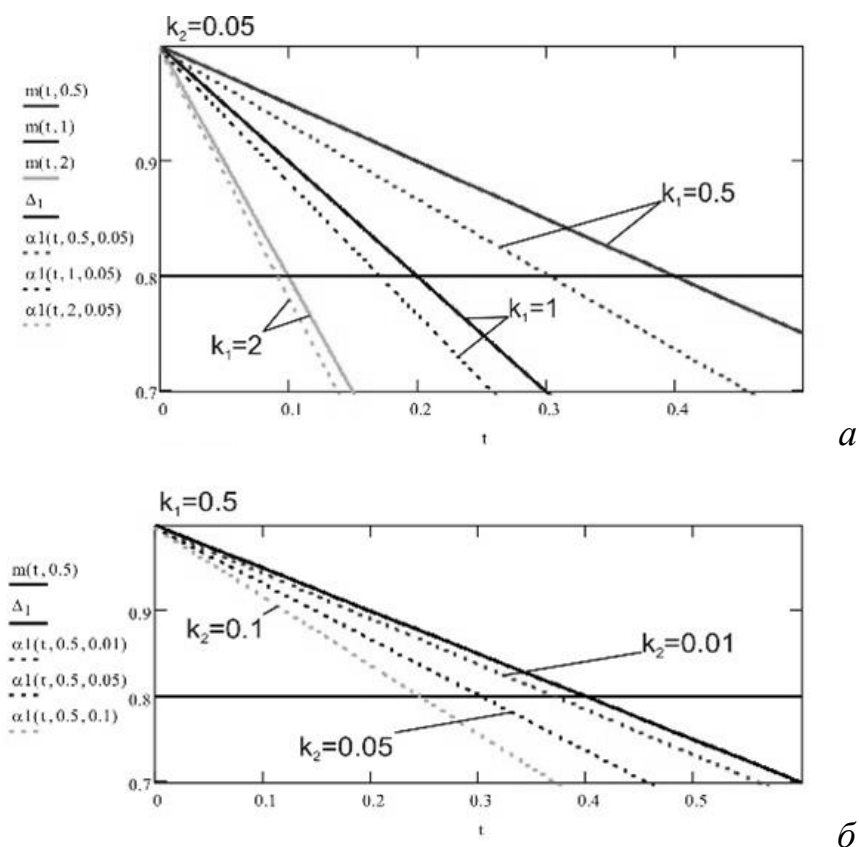
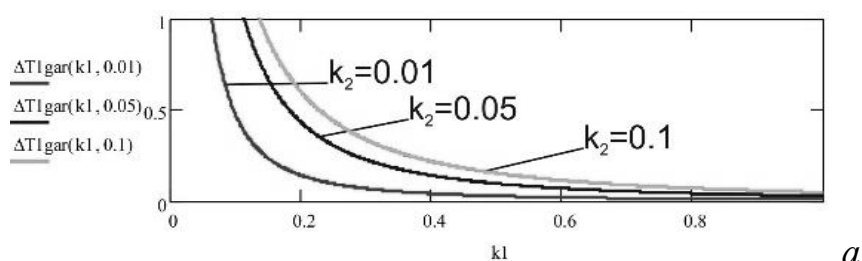


Рис. 2.3. Залежність математичного очікування  $m(t)$  та квантиля  $\alpha(t)$  від часу для випадку лінійної апроксимації зростаючого процесу дрейфу ВП:

$$a - k_2=0,05, k_1=0,5; 1; 2, б - k_1=0,5, k_2=0,01; 0,05; 0,1$$

На рис. 2.4 наведено залежності гарантованого часу роботи від параметрів монотонної та флуктуаційної складових дрейфу параметра апаратури.



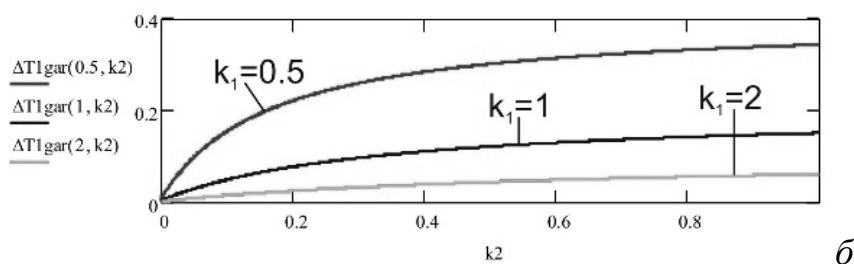


Рис. 2.4. Залежності похибки гарантованого часу  $\Delta T_{\text{гар}}$  від коефіцієнтів  $k_1$  та  $k_2$  у разі лінійної апроксимації спадного процесу дрейфу параметра:  $a - k_2=0,01; 0,05; 0,1$ ,  $b - k_1=0,5; 1; 2$

Побудовано графіки залежності відносної похибки (рис. 2.5), що дають змогу визначити залежність співвідношення похибки гарантованого часу роботи і безпосередньо самого гарантованого часу роботи від коефіцієнтів  $k_1$  та  $k_2$ .

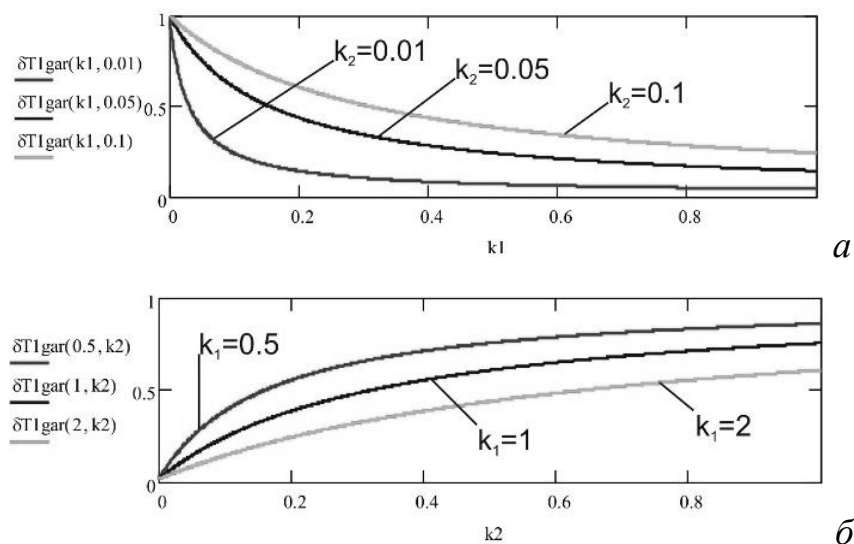


Рис. 2.5. Залежності відносної похибки гарантованого часу  $\delta T_{\text{гар}}$  від коефіцієнтів  $k_1$  та  $k_2$  у разі лінійної апроксимації спадного процесу дрейфу параметра:  $a - k_2=0,01; 0,05; 0,1$ ;  $b - k_1=0,5; 1; 2$ .

Дослідження лінійної апроксимаційної моделі дрейфу параметра показало, що така модель придатна для застосування для процесів дрейфів параметрів з досить великими значеннями коефіцієнта  $k_1$  в порівнянні з коефіцієнтом  $k_2$  та процесів із малою флуктуаційною складовою у порівнянні з монотонною.

Побудовано серію графіків для квадратичної апроксимації експоненційної моделі процесу дрейфу ВП (рис. 2.6, 2.7, 2.8). На рис. 2.6 наведено графіки

залежності математичного очікування  $m(t)$  при різних значеннях коефіцієнта крутизни  $k_1$  та квантилів  $\alpha(t)$  при різних значеннях коефіцієнта крутизни  $k_2$ .

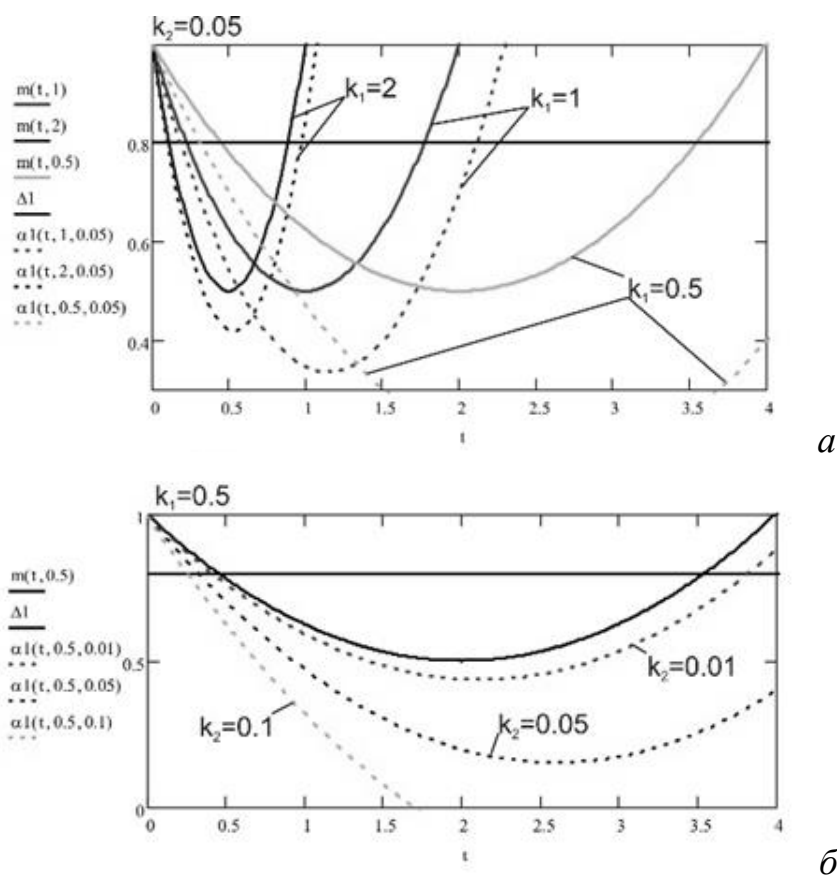
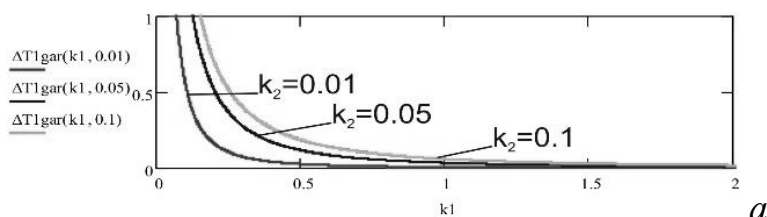


Рис. 2.6. Залежності математичного очікування  $m(t)$  та квантиля  $\alpha(t)$  від часу для випадку квадратичної апроксимації зростаючого процесу дрейфу:

$$a - k_2=0,05, k_1=0,5; 1; 2,$$

$$б - k_1=0,5, k_2=0,01; 0,05; 0,1$$

Дослідження квадратичної апроксимаційної моделі дрейфу параметра показало такі самі результати як і для лінійної апроксимаційної моделі але ще є додаткове обмеження яке полягає у тому що претин із допусковим рівнем має відбутись ще дотого моменту ніж модель змінить свій напрямок.



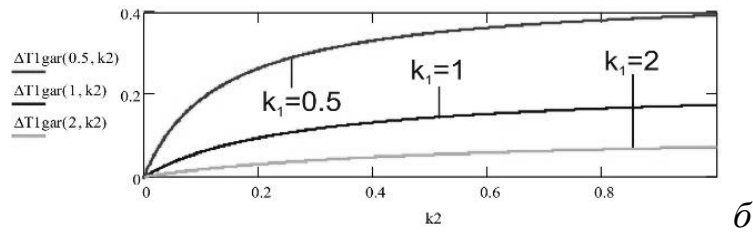


Рис. 2.7. Залежності похибки гарантованого часу  $\Delta T_{\text{гар}}$  від коефіцієнтів  $k_1$  та  $k_2$  у разі квадратичної апроксимації спадного процесу дрейфу параметра:

$$a - k_2 = 0,01; 0,05; 0,1, \quad \delta - k_1 = 0,5; 1; 2$$

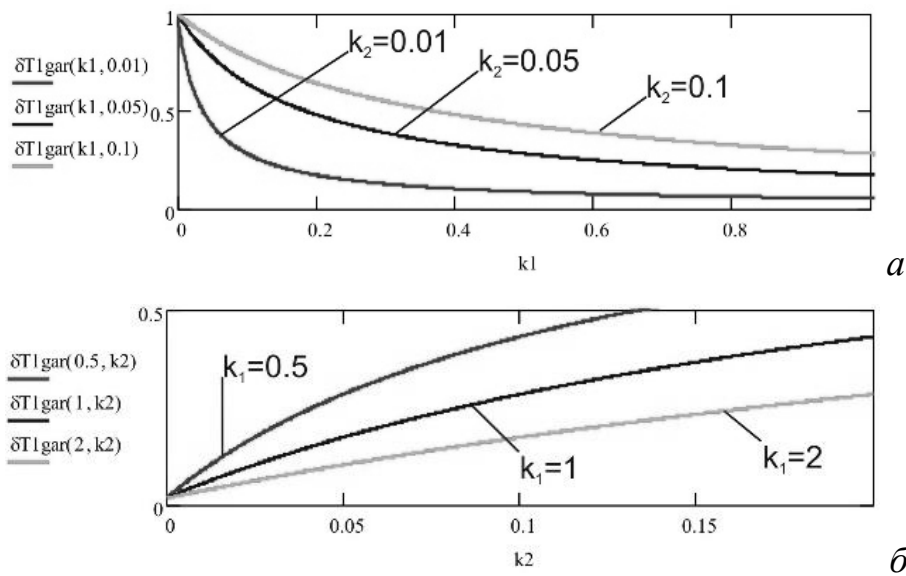
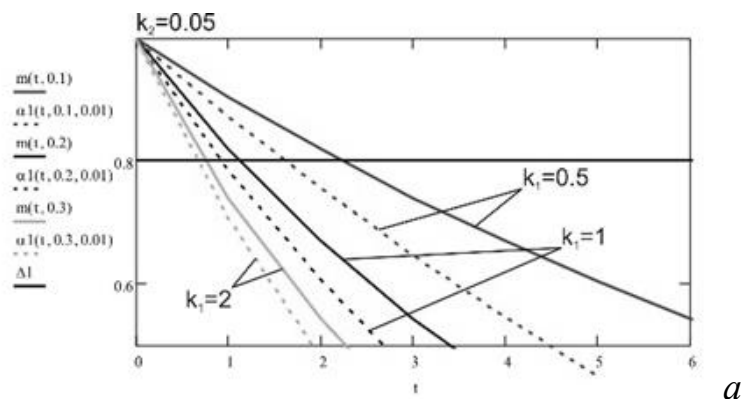


Рис. 2.8. Залежності відносної похибки гарантованого часу  $\delta T_{\text{гар}}$  від коефіцієнтів  $k_1$  та  $k_2$  у разі квадратичної апроксимації спадного процесу дрейфу параметра:

$$a - k_2 = 0,01; 0,05; 0,1, \quad \delta - k_1 = 0,5; 1; 2$$

Так само будемо серію графіків і у разі кубічної апроксимації.





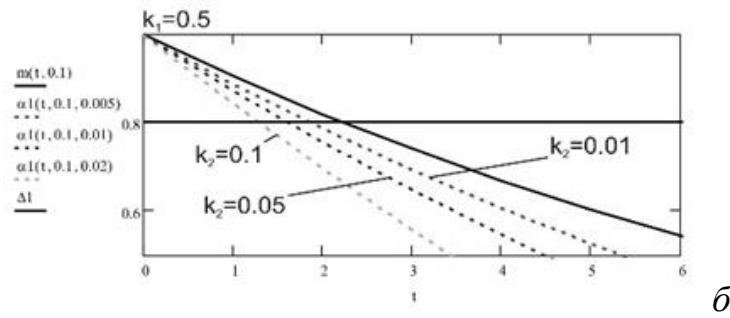


Рис. 2.9. Залежності математичного очікування  $m(t)$  та квантиля  $\alpha(t)$  від часу у разі кубічної апроксимації спадаючого процесу дрейфу:

$a - k_2=0,05, k_1=0,5; 1; 2$ ,  $b - k_1=0,5, k_2=0,01; 0,05; 0,1$

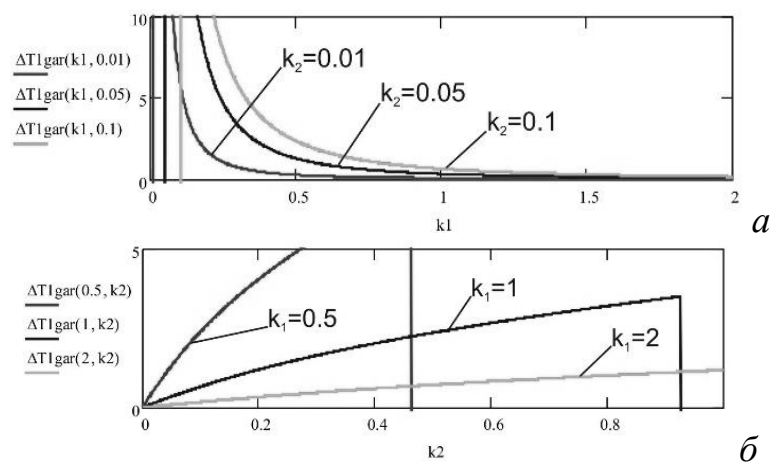


Рис. 2.10. Залежності похибки гарантованого часу  $\Delta T_{\text{гар}}$  від коефіцієнтів  $k_1$  та  $k_2$  у разі кубічної апроксимації спадного процесу дрейфу параметра:

$a - k_2=0,01; 0,05; 0,1$ ,  $b - k_1=0,5; 1; 2$

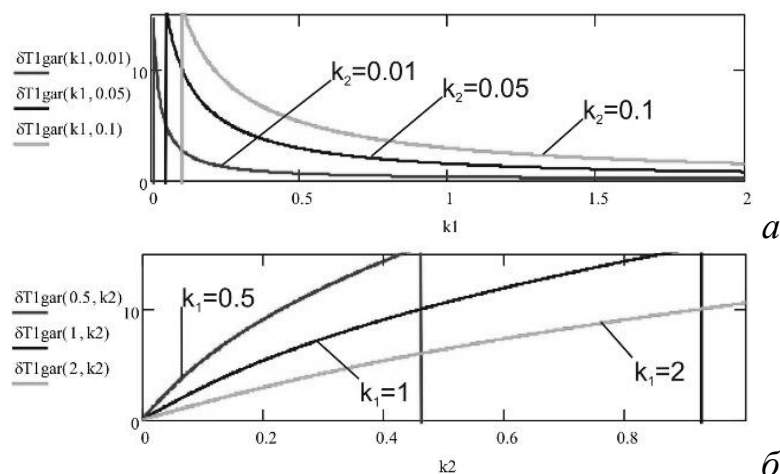


Рис. 2.11. Залежності відносної похибки гарантованого часу  $\delta T_{\text{гар}}$  від коефіцієнтів  $k_1$  та  $k_2$  у разі кубічної апроксимації спадного процесу дрейфу

параметра:  $a - k_2=0,01; 0,05; 0,1$ ,  $b - k_1=0,5; 1; 2$

Для кубічної апроксимаційної моделі загальні тенденції зберігаються проте, з огляду на природу поліном третього ступення, тут може існувати аж три дійсних кореня і при прогнозуванні треба звертати на це увагу корень має бути додатним і з найменшим значенням часу.

Наведені залежності відображають зв'язок між параметричною надійністю апаратури, початковими значеннями параметрів, і закономірностями їхньої зміни в процесі експлуатації [8, 143].

Як зазначено вище, існує така залежність – у разі збільшення коефіцієнта  $k_1$  зменшується похибка визначення гарантованого часу напарацювання навідмову, але водночас зменшується і сам гарантований час, що фактично означає доцільність застосування методу саме при квазідетермінованих процесах дрейфів параметрів. У разі зростання коефіцієнта  $k_2$  похибка зростає, це означає, що точність визначення гарантованого є тим більшою, чим менша флуктуаційна складова випадкового процесу дрейфу.

## **2.2. Розробка методу на основі теорії викидів**

### **2.2.1. Дослідження методу на основі теорії викидів для прогнозування мерехтливих відмов**

Одним з видів відмов РЕА є мерехтливі відмови. Такі відмови складно прогнозувати оскільки вони за своєю сутністю характеризуються випадковою природою і можуть бути ергодичними і неергодичними, стаціонарними у широкому або вузькому розумінні.

Мерехтливі відмови суттєво впливають на параметричну надійність пристрою у разі стаціонарних процесів дрейфів параметрів РЕА, при яких відбуваються виходи випадкового процесу за допусковий рівень та їх повернення.

Так, постає необхідність у прогнозуванні мерехтливих відмов, а саме у визначенні їхньої кількості та тривалості одного викиду. Достатнім для цього є математичний апарат теорії викидів, що дає можливість спрогнозувати кількість викидів, їхню загальну тривалість та середню тривалість одного викиду [71].

Наявна теорія викидів дає змогу визначити імовірності знаходження випадкового параметра позадопусковим рівнем та перетином випадковим процесом допускового рівня на деякому інтервалі часу  $\Delta t$  та перейти до кількості та тривалості викидів.

Згідно з основними положеннями теорії викидів весь інтервал часу  $T$  можна розбити на підінтервали так, що в кожному інтервалі може трапитись не більше ніж один викид. Після чого кожен з інтервалів перевіряють на наявність викиду і підраховують кількість інтервалів, де відбулись викиди. Щоб визначити викид, спочатку визначають, чи випадковий параметр на проміжку перетинав допусковий рівень і якщо так, тоді перевіряють, яка у нього була швидкість протягом інтервалу (додатна – перетин знизу догори, від’ємна – згори донизу).

Під час переходу від дискретних фіксованих значень до імовірнісних показників отримується залежність від тривимірного закону розподілу.

$$n(T) = \int_0^T \int_0^\infty v \cdot f(x = \Delta, v, t) dv dt \quad \text{– для додатних викидів,}$$

$$n(T) = \int_0^T \int_{-\infty}^0 v \cdot f(x = \Delta, v, t) dv dt \quad \text{– для від’ємних викидів.} \quad (2.56)$$

Загальну тривалість викидів на певному проміжку часу визначаємо так: загальний інтервал розбиваємо на підінтервали, і, знаючи у кожному значення імовірності знаходження випадкового процесу вище від певного допускового рівня, знаходимо тривалість викидів у кожному з підінтервалів та розраховуємо їхню суму:

$$t_{\text{вик}}(T) = \sum_1^n \Delta t_i \cdot P_i[x > \Delta], \quad i=1,2,\dots,n. \quad (2.57)$$

Необхідно замінити імовірність знаходження випадкового процесу вище допускового рівня на інтеграл від щільності розподілу випадкового процесу і врахувати можливість часової залежності:

$$P[x > \Delta](t) = \int_{\Delta}^{\infty} f(x, t) dx, \quad (2.58)$$

така заміна дає змогу перейти від суми до інтегралу і отримати такий вираз:

$$t_{\text{вук}}(T) = \int_0^T \int_{\Delta} f(x, t) dx dt. \quad (2.59)$$

У свою чергу, тривалість одного викиду визначається через відношення загальної тривалості викидів до їхньої кількості:

$$t_{\text{сер}}(T) = \frac{t_{\text{вук}}(T)}{n(T)}. \quad (2.60)$$

Отримані залежності дають можливість спрогнозувати тривалість викидів, їхню кількість та тривалість одного викиду на проміжку від 0 до T за умови відомого закону розподілу випадкової величини  $x$  та її швидкості  $v$  залежно від часу [9]. Тобто, виникає необхідність визначення тривимірного закону розподілу параметра: за значенням параметра та швидкістю його зміни з урахуванням їхніх змін у часі. Часова залежність закону розподілу, як правило, зводиться до змін математичних очікувань та квадратичних відхилень як за значенням, так і за швидкістю. Закон розподілу перетворюється на двомірний із залежними квадратичними відхиленнями та математичними очікуваннями.

З літературних джерел відомо, що здебільшого двомірний закон можна прийняти як незалежні між собою закони розподілу за значенням та швидкістю [93, 94]. Так результуючий закон розподілу формулюють на основі добутку двох одновимірних законів розподілу. Але закон розподілу за швидкістю побудувати також не дуже просто, а враховуючи, що статистика зміни процесу знімається через певні інтервали часу, а не безперервно, це взагалі майже неможливо. У різних джерелах як приклади приводять такі випадки: 1) закон розподілу за швидкістю є нормальним; 2) закон розподілу за швидкістю є ідентичним закону розподілу за значенням.

Здебільшого закони розподілу параметра та його швидкості можна вважати незалежними тоді загальний закон розподілу можна розписати як добуток двох законів розподілу [93, 94, 118, 119]:

$$f(x, v) = f(x) \cdot f(v). \quad (2.61)$$

А розподіл у часі, в свою чергу, виливається у деяку функціональну залежність в результаті чого отримуємо:

$$f(x, v, t) = f(x, t) \cdot f(v, t). \quad (2.62)$$

Таке спрощення дає змогу, знаючи обидва закони розподілу, визначити загальний, але постає питання у визначенні закону розподілу швидкості, що суттєво ускладнює все прогнозування, оскільки необхідно додатково знімати статистику швидкості і будувати закон розподілу швидкості, або знов зробити допущення і спрощення.

Закон розподілу швидкості переважно можна описати або законом розподілу ідентичним закону розподілу параметра, або нормальним законом розподілу [93, 94, 118, 119]. І в першому, і в другому випадку математичне очікування для швидкості дорівнює нулю, оскільки процес вважаємо стаціонарним, у разі нестационарного процесу математичне очікування швидкості можна записати як похідну від регресії випадкового процесу за часом, тобто:

$$m_v(t) = \frac{dm_x(t)}{dt}. \quad (2.63)$$

Виникають додаткові ускладнення, які пов'язані з необхідністю визначення кореляційної функції.

За допомогою кореляційної функції можна визначити середнє квадратичне відхилення за швидкістю зміни параметра.

Квадратичне відхилення для швидкості визначається через кореляційну функцію. Кореляційна функція для швидкості є другою похідною зі знаком «-» за тау ( $\tau$ ) від кореляційної функції для самого процесу, тобто математично це описується [4, 92, 93, 118, 119]:

$$\begin{cases} \sigma_x^2 = D_x = K_x(0) \\ K_v(\tau) = -\frac{d^2 K_x(\tau)}{d\tau^2} \\ \sigma_v^2 = D_v = K_v(0) \end{cases} \quad (2.64)$$

Така залежність справджується лише для нормального закону розподілу [93, 118].

Оскільки кореляційна функція нас цікавить тільки в околі точки  $\tau=0$  можна не вдаватися у всі складові кореляційної функції, описати її лише огинаючою, вибравши будь-який вигляд з наведених у джерелах найімовірніших виглядів:

$$\begin{aligned} K(\tau) &= \sigma^2 \cdot \exp(-a \cdot \tau^2), \\ K(\tau) &= \sigma^2 \cdot \exp(-a^2 \cdot \tau^2), \\ K(\tau) &= \sigma^2 \cdot \exp(-a \cdot |\tau|). \end{aligned} \quad (2.65)$$

З представлених для дослідження вибрано другий варіант:  $K(\tau) = \sigma^2 \cdot \exp(-a^2 \cdot \tau^2)$ . Графічне відображення вибраної кореляційної функції подано на рис. 2.12.

Для подальшого дослідження цього методу використано п'ять різних часових залежностей характеристик випадкового процесу. Перші три відрізняються зміною квадратичного відхилення параметра у часі і, відповідно, всіх інших характеристик, які пов'язані з ним. Два останні випадки – зі змінним математичним очікуванням.

- $\sigma_x(t) = \sigma_0 = \text{const}, m(t) = m_0 = 0, \Delta = \Delta_0 = \text{const};$
- $\sigma_x(t) = \sigma_0 \cdot (1 + k_1 \cdot t), m(t) = m_0 = 0, \Delta = \Delta_0 = \text{const};$
- $\sigma_x(t) = \sigma_0 \cdot (1 + k_2 \cdot \sin(l \cdot t)), m(t) = m_0 = 0, \Delta = \Delta_0 = \text{const};$
- $\sigma_x(t) = \sigma_0 = \text{const}, m(t) = m_0 + k_3 \cdot t, \Delta(t) = \Delta_0 = \text{const};$
- $\sigma_x(t) = \sigma_0 = \text{const}, m(t) = m_0 \cdot (1 + k_4 \cdot \sin(l \cdot t)), \Delta = \Delta_0 = \text{const}.$

Такі п'ять варіантів дають змогу дослідити можливість прогнозування у різних випадках як у разі стаціонарного процесу, так і нестаціонарного процесу, для процесів із наявною періодичною складовою, або для процесів із постійним дрейфом.

Для дослідження методу використано нормальний закон розподілу випадкового параметра та нормальний закон розподілу швидкості зміни випадкового параметра, початкові дані наведено у табл. 2.1.

Таблиця 2.1.

## Вибрані параметри випадкового процесу

$\sigma_0$	$a$	$m_0$	$\Delta_0$	$k_1$	$k_2$	$k_3$	$k_4$	$l$
0,1	1	0	0,15	0,003	0,03	0,001	0,01	3

Відповідно до теоретичних засад побудовані математичні залежності для п'яти випадків за формулами (2.56), (2.59), (2.60), (2.65), а отримані на основі цих рівнянь графіки залежності подано на рис. 2.12, 2.13, 2.14.

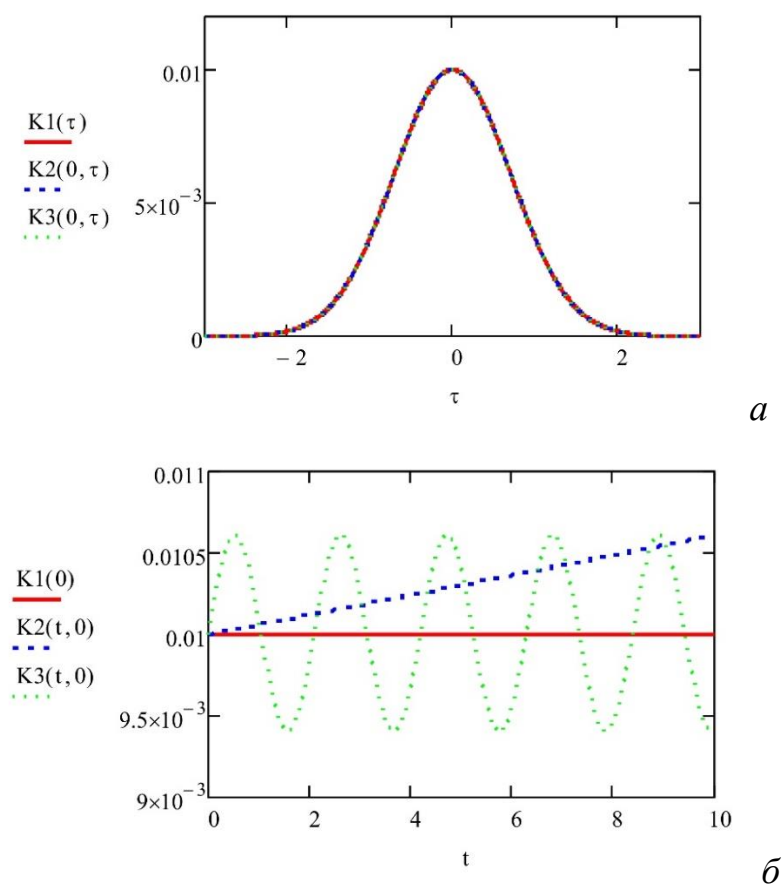


Рис. 2.12. Кореляційна функція випадкового процесу дрейфу параметра в області  $\tau$   $K(\tau)$ – а) та у часовій області  $K_1(t)$ ,  $K_2(t)$ ,  $K_3(t)$ – б)

Необхідно зауважити, що під час інтегрування з межею безмежність вибирається деяке обмежене значення, оскільки будь-який програмний продукт для математичного моделювання нездатний порахувати інтеграли до безмежності, це значення необхідно вибирати на основі закону розподілу, для якого проводиться інтегрування та приймати значення в межах декількох  $\sigma$ .

Подані залежності дають можливість спрогнозувати кількість викидів, тривалість викидів та середню тривалість одного викиду для перерахованих п'яти випадків. Результати розрахунків наведено на рис. 2.13, 2.14.

З рис. 2.13, 2.14 видно, що для кожного з випадків спостерігається відповідний характер часової залежності для усіх характеристик. Лінійні зміни

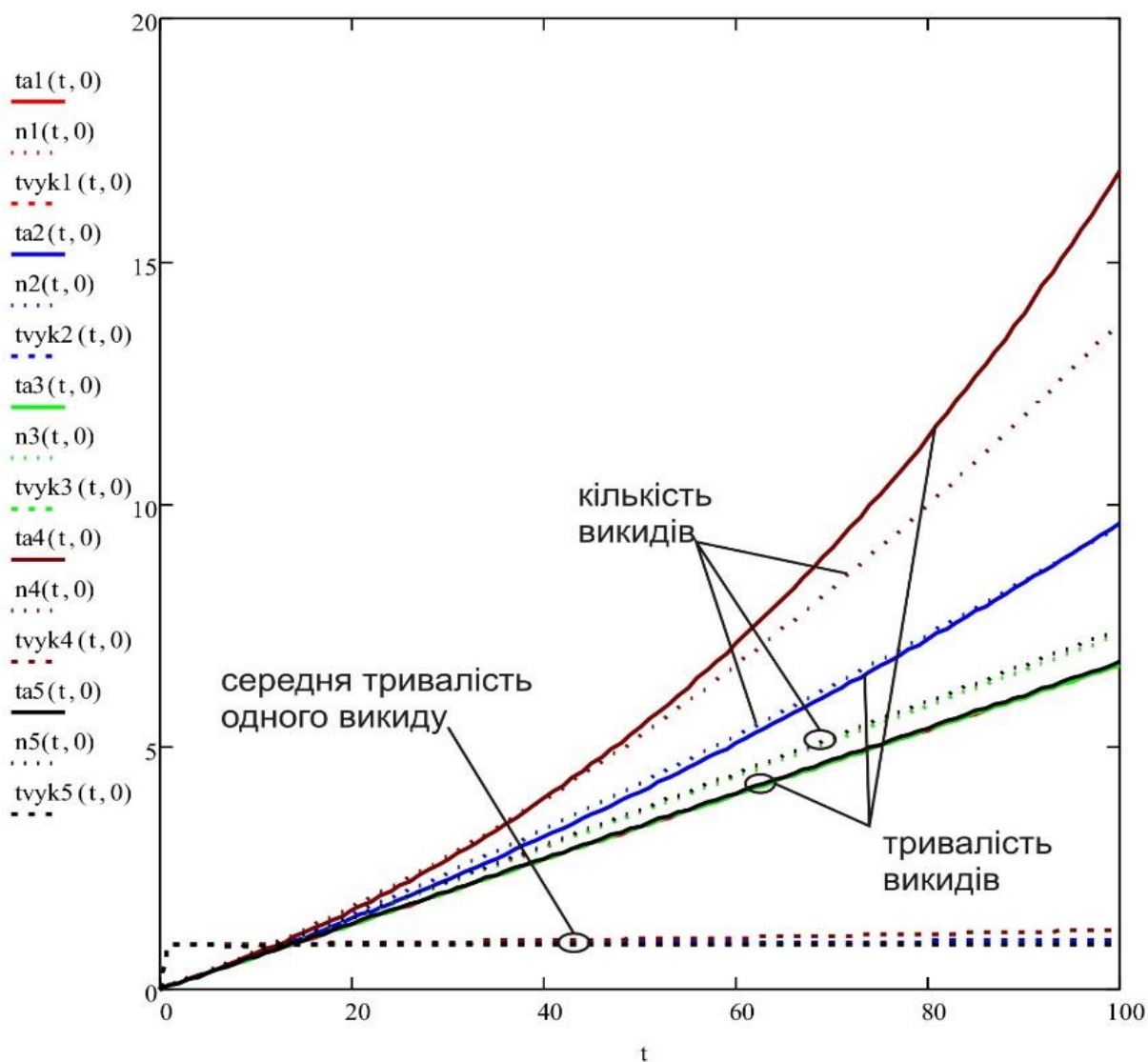


Рис. 2.13. Часові залежності загальної тривалості викидів  $t_{a,i}(t)$ , кількості викидів

$$n_i(t) \text{ та середньої тривалості одного викиду } t_{vyk,i}(t)$$

середнього квадратичного відхилення та математичного очікування призводять до нелінійної зміни тривалості викидів та кількості викидів (синя та коричнева криві відповідно), що свідчить про накопичувальний характер усіх внесених змін. Періодична зміна математичного очікування призводить до періодичні зміни



середньої тривалості одного викиду і проявляється у швидкості наростання кількості викидів і тривалості викидів.

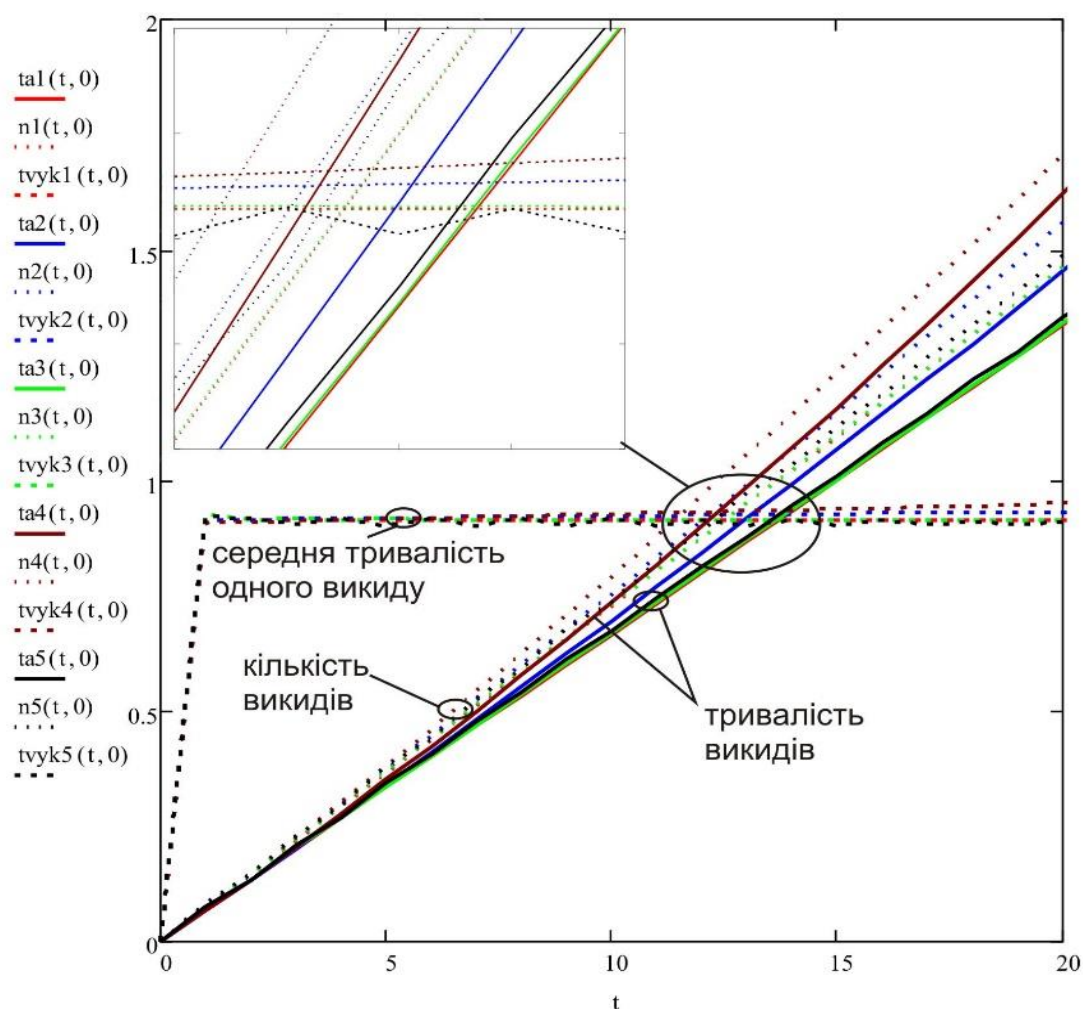


Рис. 2.14. Часові залежності загальної тривалості викидів  $t_{a,i}(t)$ , кількості викидів  $n_i(t)$  та середньої тривалості одного викиду  $t_{vyk,i}(t)$  у збільшеному вигляді

Розроблений метод уможливорює прогнозувати надійність радіоелектронної апаратури як у разі стаціонарного процесу, так і процесів з періодичною складовою та квазідетермінованого. Також перевагою методу є відсутність похибки вносимої методом, похибка визначення вноситься лише відповідністю вибраного закону розподілу, кореляційної функції та інших вхідних величин їхнім дійсним значенням. Суттєвими недоліками є низка припущень і спрощень, які зменшують точність, та необхідність проводити додаткові розрахунки, які в

результаті займають доволі тривалий час при розрахунку навіть на сучасних комп'ютерах з використанням відповідних програмних пакетів.

### 2.2.2. Прогнозування мерехтливих відмов при двосторонньому обмеженні

Загалом відмінність від прогнозування при односторонньому обмеженні для двостороннього полягає у необхідності прогнозування і від'ємних, і додатних викидів одночасно і їх сумування за винятком середньої тривалості одного викиду.

Так, кількість викидів за час  $T$  визначаємо за такими рівняннями:

$$n_p(T) = \int_0^T \int_0^{\infty} v \cdot f(x = \Delta_2, v, t) dv dt - \text{для додатних викидів},$$

$$n_n(T) = \int_0^T \int_0^{-\infty} v \cdot f(x = \Delta_1, v, t) dv dt - \text{для від'ємних викидів}.$$

$$n(T) = n_p(T) + n_n(T), \quad (2.66)$$

де  $n(T)$  – кількість викидів протягом часу  $T$ ;

$x$  – значення випадкового параметра;

$v$  – швидкість зміни випадкового параметра;

$\Delta_1, \Delta_2$  – нижній та верхній допускові рівні.

Відмінність від попереднього методу полягає у необхідності проведення розрахунків для двох допускових рівнів з урахуванням напрямів викидів та визначення їхньої загальної кількості.

Визначення середньої тривалості викидів проводимо за рівняннями (2):

$$t_{vyk,p}(T) = \int_0^T \int_{\Delta_2}^{\infty} f(x, t) dx dt, \quad t_{vyk,n}(T) = \int_0^T \int_0^{\Delta_1} f(x, t) dx dt,$$

$$t_{vyk}(T) = t_{vyk,p}(T) + t_{vyk,n}(T). \quad (2.67)$$

У свою чергу тривалість одного викиду визначаємо через співвідношення загальної тривалості викидів до їхньої кількості. Проте треба зауважити, що середня тривалість викиду з урахуванням і додатних, і від'ємних викидів

розраховується через співвідношення загальної тривалості усіх викидів до їхньої загальної кількості, і не може бути визначена через середні тривалості додатних і від'ємних викидів:

$$t_{ser,p}(T) = \frac{t_{vyk,p}(T)}{n_p(T)}, \quad t_{ser,n}(T) = \frac{t_{vyk,n}(T)}{n_n(T)},$$

$$t_{ser}(T) = \frac{t_{vyk}(T)}{n(T)} = \frac{t_{vyk,p}(T) + t_{vyk,n}(T)}{n_p(T) + n_n(T)}. \quad (2.68)$$

Отримані залежності дають змогу спрогнозувати тривалість викидів, їхня кількість та тривалість одного викиду на проміжку від 0 до  $T$  за умови відомого закону розподілу випадкової величини  $x$  та швидкості її зміни  $v$  залежно від часу.

З наведених видів для дослідження вибрано таку функцію  $K(\tau) = \sigma^2 \cdot \exp(-a^2 \cdot \tau^2)$ . Графічне відображення вибраної кореляційної функції для процесів, що зазначені у табл. 2.2, наведено на рис. 2.12.

Для подальшого дослідження цього методу використано п'ять варіантів моделей часових залежностей параметрів випадкового процесу та допускових рівнів, характеристики яких подано у табл. 2.2. Перші три варіанти відрізняються зміною квадратичного відхилення параметра у часі і відповідно всіх інших характеристик, які пов'язані з ним. Два останні випадки – зі змінним допусковим рівнем та змінним математичним очікуванням.

Таблиця 2.2

#### Моделі випадкових процесів та допускові рівні

1	$\sigma_x(t) = \sigma_0 = const$	$m(t) = m_0 = 0$	$\Delta_1 = const, \Delta_2 = const$
2	$\sigma_x(t) = \sigma_0 \cdot (1 + k_1 \cdot t)$	$m(t) = m_0 = 0$	$\Delta_1 = const, \Delta_2 = const$
3	$\sigma_x(t) = \sigma_0 \cdot (1 + k_2 \cdot \sin(l \cdot t))$	$m(t) = m_0 = 0$	$\Delta_1 = const, \Delta_2 = const$
4	$\sigma_x(t) = \sigma_0 = const$	$m(t) = m_0 + k_5 \cdot t$	$\Delta_1 = const,$ $\Delta_2(t) = \Delta_2 \cdot (1 + k_3 \cdot \sin(l \cdot t))$
5	$\sigma_x(t) = \sigma_0 = const$	$m(t) = m_0 \cdot (1 + k_4 \cdot \sin(l \cdot t))$	$\Delta_1 = const, \Delta_2 = const$

Такі п'ять варіантів дають змогу дослідити можливість прогнозування при різних характерах дрейфів випадкових параметрів, як у разі стаціонарного, так і нестаціонарного процесу, для процесів із наявною періодичною складовою, або для процесів із постійним дрейфом.

Для дослідження методу використано нормальний закон розподілу випадкового параметра та нормальний закон розподілу швидкості зміни випадкового параметра.

У табл. 2.3 наведено початкові дані, вибрані для дослідження.

Таблиця 2.3

## Вибрані параметри випадкового процесу

$\sigma_0$	$a$	$m_0$	$\Delta_1$	$l$	$\Delta_2$	$k_1$	$k_2$	$k_3$	$k_4$	$k_5$
0,1	1	0	-0,1	3	0,15	0,01	0,05	0,1	0,05	0,001

Для вказаних п'яти варіантів будуюмо математичні моделі розрахунку параметрів викидів випадкових процесів з використанням вказаних вище залежностей.

У зв'язку з недосконалістю програмного забезпечення межі інтегрування нескінченість заміняємо на фіксоване значення  $z$ , яке залежить від вибраного закону розподілу та визначається залежно від математичного очікування  $m_0$ , та квадратичного відхилення  $\sigma$ .

$$z_1 = m_0 + k\sigma - \text{для верхньої межі інтегрування,}$$

$$z_2 = m_0 - k\sigma - \text{для нижньої межі інтегрування.}$$

Що більше значення  $k$ , то вища точність, і більший час розрахунку, тому рекомендуємо приймати  $k$  у межах від 10 до 100. При проведенні моделювання вибрано  $k=10$ , що забезпечує точність обчислень до 7-го знаку.

Подані залежності дають можливість спрогнозувати кількість викидів, тривалість викидів та середню тривалість одного викиду для перерахованих п'яти випадків. Графічні моделі, побудовані за результатами розрахунків, наведено на рис. 2.15–2.17.

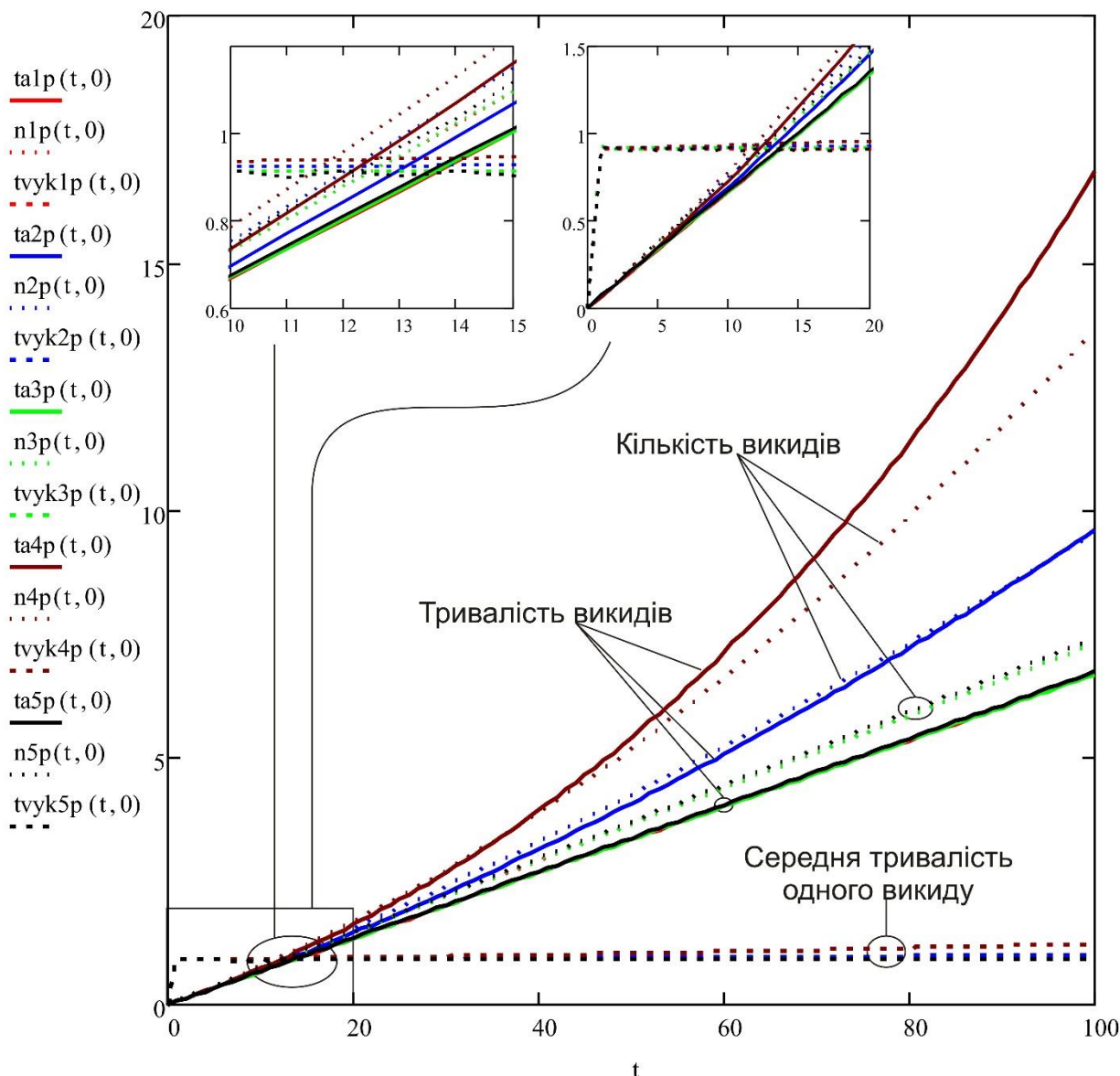


Рис. 2.15. Часові залежності загальної тривалості викидів  $t_{a,i}(t)$ , кількості викидів  $n_i(t)$  та середньої тривалості одного викиду  $t_{vyk,i}(t)$  для верхнього обмеження

З рис. 2.15, 2.16 видно, що кількість і тривалість викидів збільшується при наближенні ВП до допускового рівня і зменшується віддаленні, так для кривих  $t_{a,4}(t)$  та  $n_4(t)$ , де математичне очікування лінійно зростає, на рис. 2.15 крутизна кривих збільшується, оскільки графіки побудовані для викидів за верхній допусковий рівень, а на рис. 2.16 крутизна зменшується.

Так, одержано графічні моделі для п'яти варіантів часових залежностей параметрів випадкового процесу із різними характеристиками (табл. 1), які якісно підтверджують придатність розробленого методу.

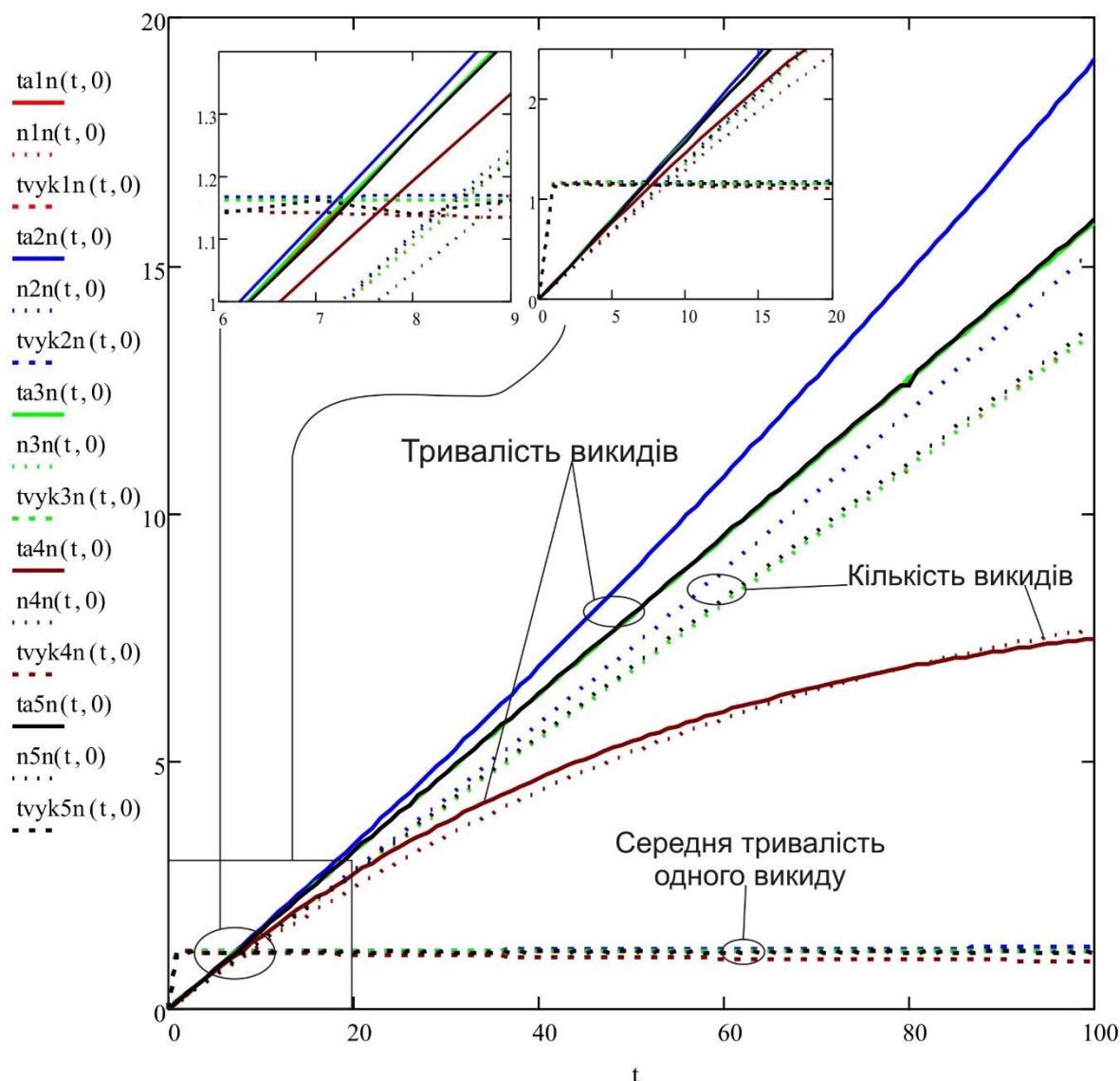


Рис. 2.16. Часові залежності загальної тривалості викидів  $t_{a,i}(t)$ , кількості викидів  $n_i(t)$  та середньої тривалості одного викиду  $t_{vyk,i}(t)$  для нижнього обмеження

Найбільший вплив у характеристики викидів вносить змінне квадратичне відхилення, його лінійна зміна призводить до нелінійної зміни тривалості викидів та кількості викидів, що свідчить про накопичувальний характер усіх внесених змін. Найменший вплив вносять періодичні зміни, оскільки вони компенсуються у часі. Також існує деяка компенсація під час дрейфу математичного очікування, яка виникає через збільшення числа викидів та їх тривалості через один допусковий рівень і зменшення через інший.

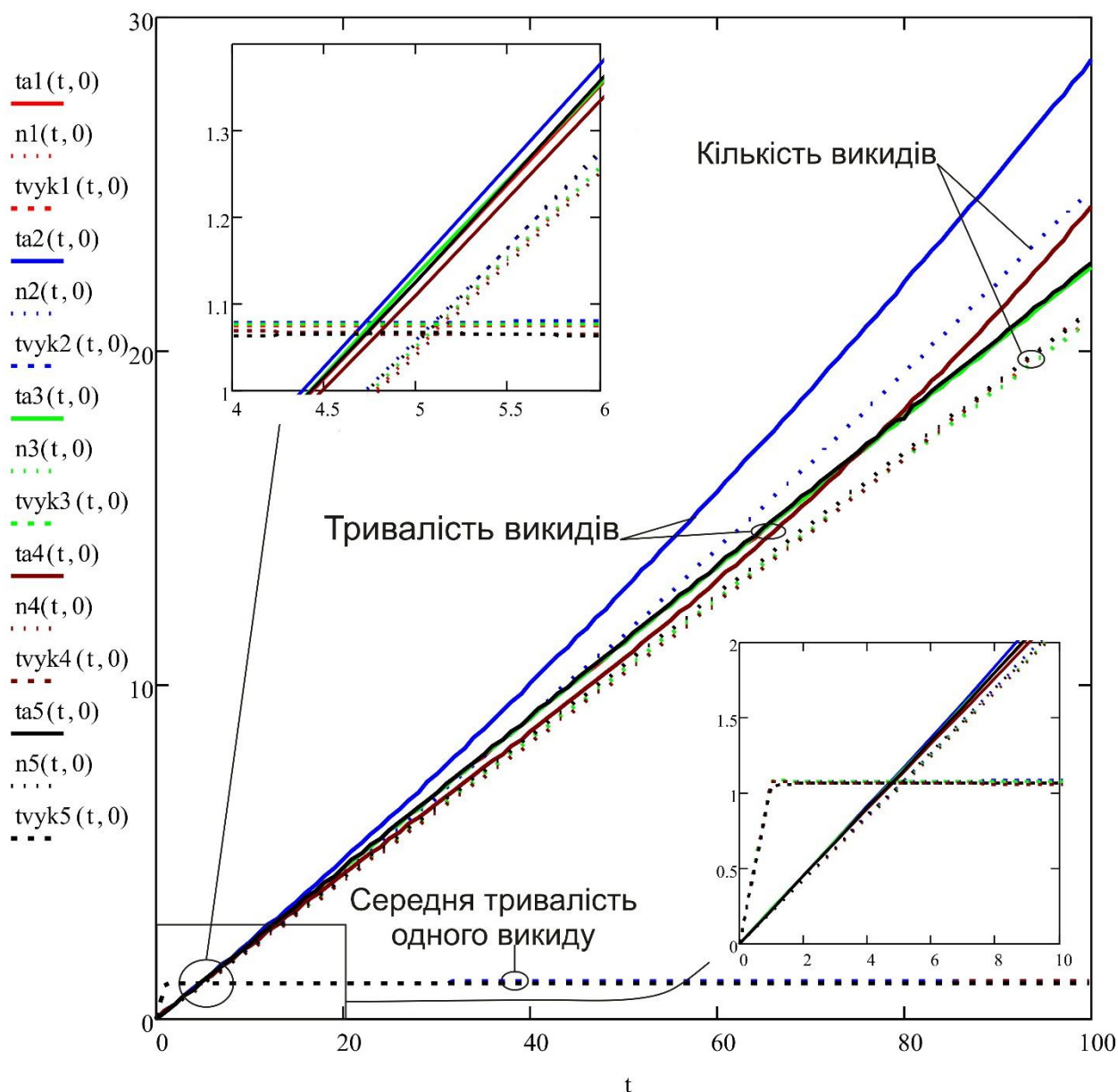


Рис. 2.17. Часові залежності загальної тривалості викидів  $t_{a,i}(t)$ , кількості викидів  $n_i(t)$  та середньої тривалості одного викиду  $t_{vyk,i}(t)$  для обох допускових рівнів

### Висновки до розділу

Розроблено методи прогнозування параметричної надійності РЕА за визначальними параметрами при різних характерах їхніх дрейфів.

На основі відомого поняття «квантиль» запроваджено поняття «квантильна зона» та «квантильний рівень», запропоновано метод квантильних зон для прогнозування ПН при квазідетермінованих процесах дрейфів ВП. Метод

квантильних зон призначений для визначення гарантованого часу роботи пристрою за математичним очікуванням ВП та часу тимчасової та повної втрати працездатності за допомогою квантилів. Приведено ітераційний спосіб визначення гарантованого часу роботи при експоненційному характері дрейфу, а також наведено аналітичні та графічні залежності для аналізу способу визначення гарантованого часу та похибки гарантованого часу за допомогою апроксимацій.

Метод побудований на основі теорії викидів випадкових процесів дає можливість спрогнозувати надійність РЕА за визначальними параметрами для квазістаціонарних та стаціонарних випадкових процесів дрейфів ВП. Запропоновано аналітичні залежності для розрахунку кількісних показників збоїв та мерехтливих відмов, побудовано графічні залежності параметрів викидів у часі для вибраних моделей випадкових процесів дрейфів ВП.

Основні результати наведені і апробовані у [71, 76, 143, 166].



## РОЗДІЛ 3

# ВИЗНАЧЕННЯ НАДІЙНОСТІ РЕА НА СТАДІЇ ВИРОБНИЦТВА НА ОСНОВІ АНАЛІЗУ СТАТИСТИКИ ВІДМОВ

Втрата працездатності або відмова апаратури обумовлена одним або деякою множиною дефектів, які з певною імовірністю супроводжують усі стадії її життєвого циклу. Основну кількість відмов апаратури спричиняє виробнича дефектність [75]. В умовах сучасного серійного виробництва, навіть за високої якості проектування схем, конструкцій та технологій, дефекти виникають на кожному кроці технологічного процесу, знижують рівень надійності виробів та зумовлюють несправності і відмови пристроїв під час експлуатації [13]. Опис реальних процесів формування дефектності є ускладненим, тому структуру дефектності представляють спрощено: як дерево дефектності, матриці потоків або іншими формами [8, 89]. На теперішній час висунуто концепцію оперативного оцінювання надійності виробів за рівнем поточної дефектності, яка ґрунтується на встановлених залежностях потоків відмов апаратури від потоків виробничих дефектів [7]. Вивчення процесів утворення виробничої дефектності, її природи, структури і впливу на формування надійності виробів на всіх стадіях технологічного процесу є важливою частиною загальної проблеми створення високоякісної РЕА.

### **3.1. Формування дефектності в процесі виробництва**

Процеси виготовлення радіоелектронної апаратури загалом формалізуються паралельними, послідовними і змішаними структурами у складі технологічних і контрольних процедур, які виконуються у покроковому режимі. Кожний крок процесу призначений для надання виробу певної кількості властивостей, які у сукупності визначають його якість. Одночасно з процесом формування потрібних властивостей виробу відбувається формування небажаних властивостей, які характеризуються відхиленням отриманих показників якості від заданих норм. Ці

відхилення є дефектами виробництва і за своєю сутністю є причиною втрати виробом своєї працездатності, а можливо працездатності апаратури, в якій він використовується. Між параметрами потоків дефектів і параметрами потоків відмов апаратури існує тісний кореляційний зв'язок: імовірність відмови залежить від імовірності дефектності. Встановлення особливостей формування дефектності на кожному кроці технологічного процесу відкриває можливість зведення задачі забезпечення заданих показників надійності РЕА до задачі керування технологічними процесами і їхньої оптимізації за критеріями точності, стабільності та сумарних витрат, пов'язаних з процедурами забезпечення якості на стадії виробництва і витратами у разі відмови. Багатопараметричний зв'язок між дефектністю апаратури та її безвідмовністю, а також багатокритеріальність відповідних оптимізаційних задач потребує системного підходу до їх вирішення. Аналіз цих процесів проводиться на рівні певного кроку [6, 75].

Розглянемо процес формування дефектності під час виконання  $k$ -го кроку технологічного процесу (рис. 3.1). Загалом система формування дефектності впродовж життєвого циклу апаратури  $S$  складається з таких систем:  $S_{\Pi}$  – система проектування;  $S_{TO}$  – система виробництва (технологічних операцій);  $S_E$  – система експлуатації апаратури. У свою чергу система технологічних операцій складається із сукупності підсистем, що відповідають певним крокам технологічного процесу  $S_{TO,1}, S_{TO,2}, \dots, S_{TO,k}, \dots$ .

Дефектність виробів на виході  $k$ -го кроку технологічного процесу  $S_{TO,k}$  (рис. 3.1) має дві складові. Першою є дефектність, що надійшла з попередніх кроків  $P_{np,k-1}$  (імовірність пропуску дефектів з попереднього кроку). Другою є дефектність, що утворилась при проведенні  $k$ -ї технологічної операції  $P_{e,k}$  (імовірність вводу дефектів на цьому кроці технологічного процесу). Вихідним параметром системи  $S_{TO,k}$  є імовірність появи дефектів у виробі після проведення технологічної операції  $P_{def,k}$ .

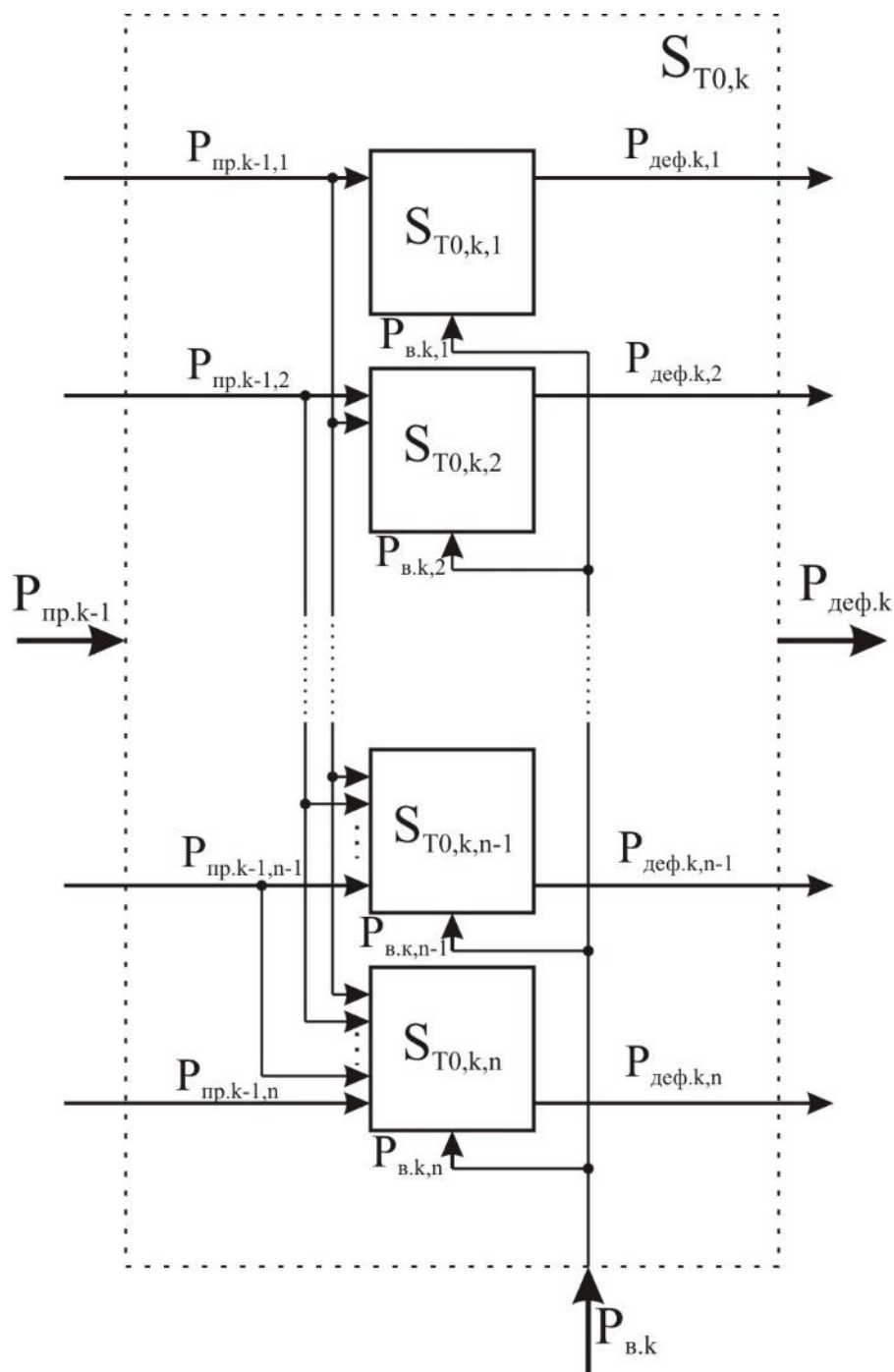


Рис. 3.1. Система формування дефектності на  $k$ -му кроці технологічного процесу  $S_{T0,k}$

За своєю сутністю  $P_{пр.к-1}$  є оцінкою адитивної складової вхідної дефектності. Другою адитивною складовою є дефектність, що оцінюється імовірністю  $P_{в.к}$ .

У зв'язку з тим, що на процес проведення  $n$ -ї технологічної операції на  $k$ -му кроці технологічного процесу впливають дефекти, допущені і не усунуті на

попередніх кроках, виникає системний зв'язок між кроковими підсистемами – емергентність. Наслідком такого зв'язку є зростання вихідної дефектності за рахунок її мультиплікативної складової.

Активно формуючою технологічною операцією є операція, що виконується підсистемою  $S_{TO.k,n}$ , яка передбачена структурою виробничого процесу для формування  $n$ -го показника якості виробу. Вхідними параметрами цієї підсистеми є імовірності пропуску дефектів  $P_{np.k-1,1}, P_{np.k-1,2}, \dots, P_{np.k-1,n-1}, P_{np.k-1,n}$ , і  $P_{в.к,n}$ , а вихідним параметром імовірність  $P_{def.k,n}$ . Вплив дефектів з  $(k-1)$ -го кроку технологічного процесу на операцію формування заданих властивостей виробу підсистемою  $S_{TO.k,n}$  спричинює вище згаданий системний ефект. У такому разі імовірність введення дефектів є умовною імовірністю, яка загалом описується залежністю виду:

$$P_{в.к,n} = \Psi_{k,n} \left( P_{в.к,n}^*, P_{np.k-1,1}, P_{np.k-1,2}, \dots, P_{np.k-1,n} \right), \quad (3.1)$$

у якій  $P_{в.к,n}^*$  – імовірність введення дефектів, що виникають як результат похибки технологічного обладнання, задіяного в цьому процесі, без урахування впливу інших дестабілізуючих факторів, зокрема пропущених дефектів з попередніх кроків.

За умови сумісності подій пропуску дефектів з  $(k-1)$ -го кроку і введення дефектів при виконанні  $n$ -ї технологічної операції, дефектність на вході підсистеми  $S_{TO.k,n}$  визначається імовірністю  $P_{def.k,n}$ .

$$P_{def.k,n} \approx P_{np.k-1,n} + (1 - P_{np.k-1,n}) \cdot P_{в.к,n}. \quad (3.2)$$

Пасивно формуючі операції, зазначені на рис. 3.1, підсистемами  $S_{TO.k,1}, S_{TO.k,2}, \dots, S_{TO.k,n-1}$ . Вони передбачені структурою реального виробничого процесу. За своєю формалізованою сутністю вони є відображенням внесення дефектності при виконанні  $n$ -ї технологічної операції у виробі з раніше сформованими показниками якості.

Дефектність на виході пасивно формуючих операцій визначається залежностями:

$$P_{\text{деф.к.і}} = P_{\text{нр.к-1,і}} + (1 - P_{\text{нр.к-1,і}}) \cdot P_{\text{в.к.і}}, i=1, 2, \dots, n-1, \quad (3.3)$$

у яких:

$$\begin{aligned} P_{\text{в.к.1}} &= \Psi_1(P_{\text{в.к.н}}^*, P_{\text{нр.к-1,1}}), \\ P_{\text{в.к.2}} &= \Psi_2(P_{\text{в.к.н}}^*, P_{\text{нр.к-1,1}}, P_{\text{нр.к-1,2}}), \\ &\dots\dots\dots, \\ P_{\text{в.к.н-1}} &= \Psi_{n-1}(P_{\text{в.к.н-1}}^*, P_{\text{нр.к-1,1}}, P_{\text{нр.к-1,2}}, \dots, P_{\text{нр.к-1,n}}). \end{aligned} \quad (3.4)$$

Наведені залежності можуть описуватись різними функціями, які задовольняють умови:

$$\begin{aligned} P_{\text{в.к.і}} &= P_{\text{в.к.і}}^* \text{ при } P_{\text{нр.к-1,і}} = 0, i=1, 2, \dots, n, \\ P_{\text{в.к.і}} &= 0 \text{ при } P_{\text{в.к.і}}^* = 0, i=1, 2, \dots, n, \\ \lim_{P_{\text{в.к.і}}^* \rightarrow 1} P_{\text{в.к.і}} &= 1 \text{ при } \forall P_{\text{нр.к.і}} = [0, 1], \end{aligned} \quad (3.5)$$

Наприклад, імовірність  $P_{\text{в.к.і}}$  у межах реальних значень  $P_{\text{в.к.н}}^*$ ,  $K_{a,i} \cdot P_{\text{нр.к-1,і}}$  задовільно описується залежністю:

$$P_{\text{в.к.н}} = 1 - (1 - P_{\text{в.к.н}}^*) \cdot \exp[-K_{a,i} \cdot P_{\text{в.к.н}}^* \cdot (1 - P_{\text{в.к.н}}^*) \cdot P_{\text{нр.к-1,і}}], \quad (3.6)$$

в якій  $K_{a,i}$  – адаптаційний коефіцієнт, що визначається для конкретного кроку технологічного процесу.

Приклад такої залежності, отриманої експериментально-статистичним методом дослідження процесу нанесення гальванічних покриттів при виготовленні друкованих плат, наведено на рис. 3.2.

З рис. 3.2 видно, що приріст дефектності на кожній технологічній операції за рахунок мультиплікативної складової може становити десятки відсотків від рівня адитивної складової. У разі багатокрокових процесів накопичення дефектності виробів упродовж технічного процесу може бути більш суттєвим. Так, кожний крок технологічного процесу характеризується множиною показників дефектності, що виникає при виконанні технологічної операції під впливом пропущених дефектів попередніх кроків:

$$P_{\text{деф.}k} = [P_{\text{деф.}k,1}, P_{\text{деф.}k,2}, \dots, P_{\text{деф.}k,n-1}, P_{\text{деф.}k,n}]. \quad (3.7)$$

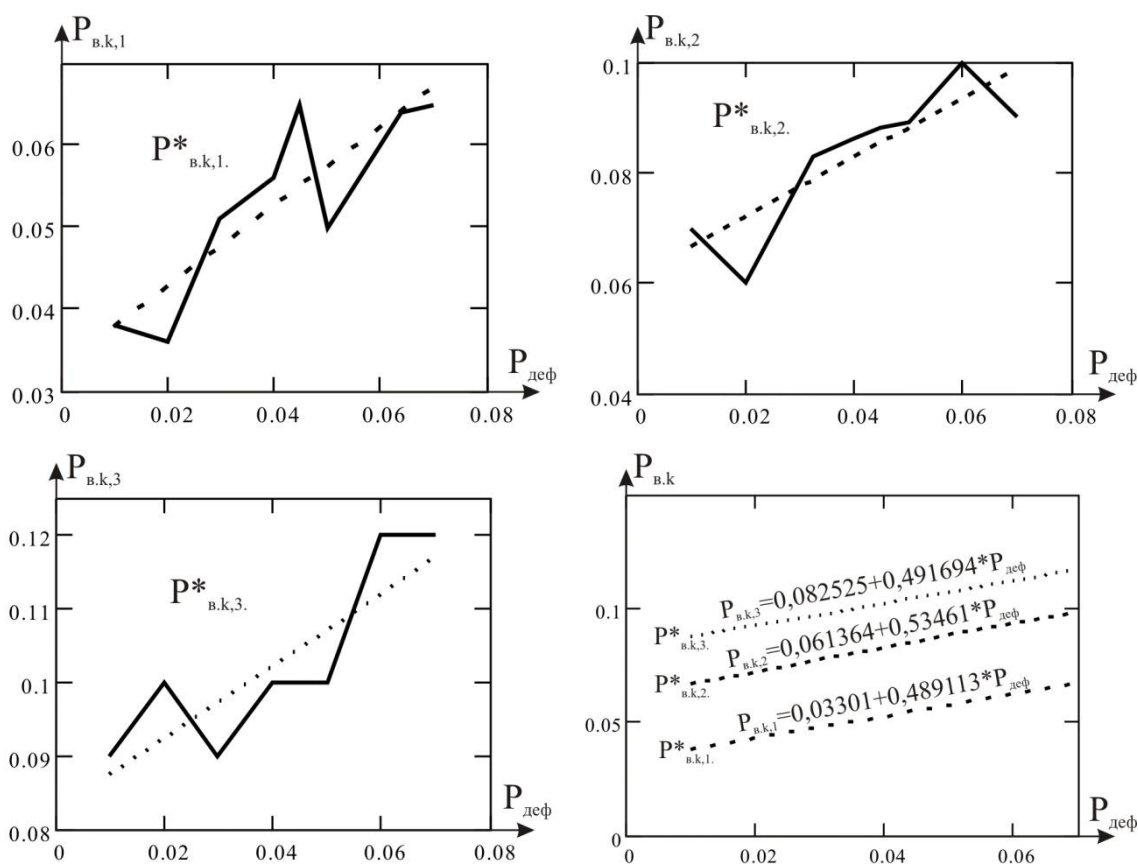


Рис. 3.2. Залежність імовірності вводу дефектів при нанесенні гальванічних покриттів  $P_{в.к,i}$  від дефектності попередніх кроків  $P_{\text{деф.}k-1,i}$  для 3-х значень  $P_{в.к}^*$

Аналогічний вид має множина інтенсивностей відмов виробу  $\lambda_k$  з причини допущеної дефектності на  $k$ -му і попередніх кроках:

$$\lambda_k = [\lambda_{k,1}, \lambda_{k,2}, \dots, \lambda_{k,n-1}, \lambda_{k,n}]. \quad (3.8)$$

Аксіоматичним є твердження, що причинами відмов є дефекти, повністю позбутись яких неспроможне жодне виробництво (рис. 3.3). Частина дефектів, які називаються несправністю, можуть з певною імовірністю не призводити продовж деякого часу  $t_p$  до повної або часткової втрати працездатності. Цей час приймається як призначений або гамма-відсотковий ресурс виробу.

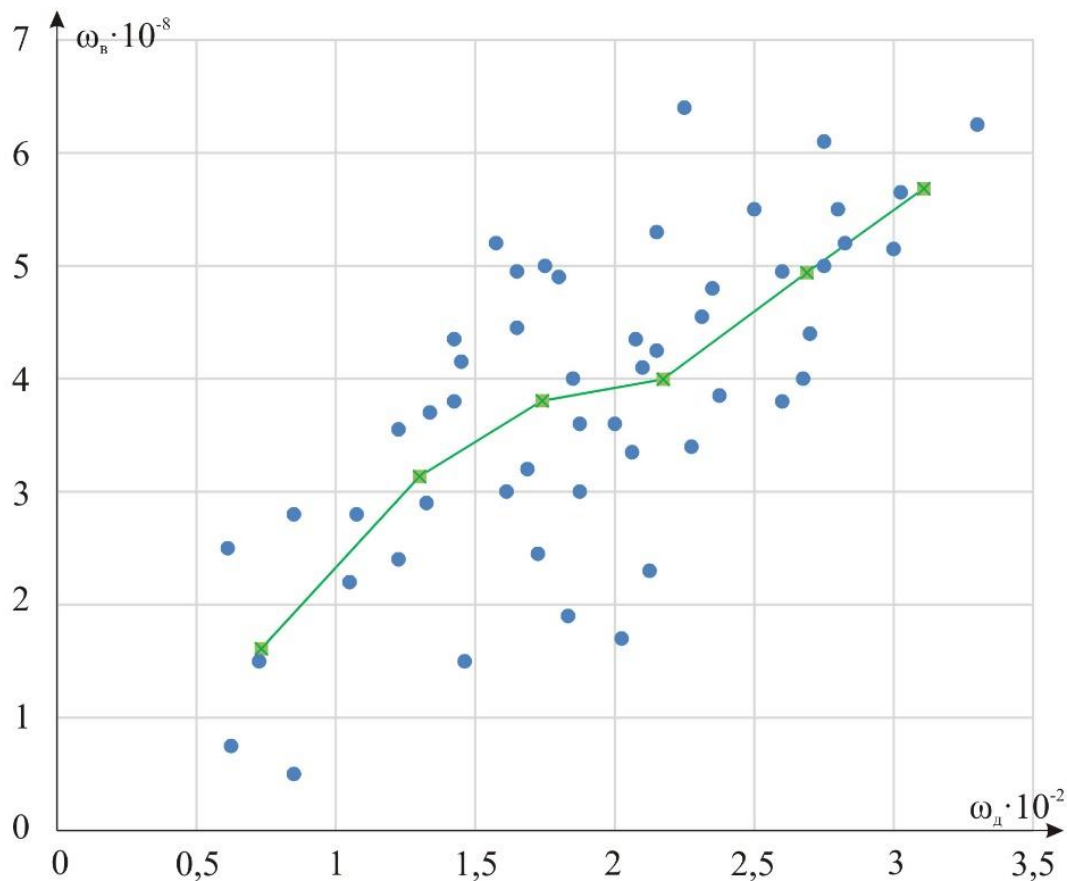


Рис. 3.3. Поле кореляційного зв'язку між потоками відмов електронних осцилографів та потоками дефектів пайки елементів

### 3.2. Зв'язок дефектність–безвідмовність

Виріб після проведення технологічної операції на  $k$ -му кроці технологічного процесу може знаходитись в одному з двох можливих станів:

– у стані, що визначається закладеною в ньому виробничою дефектністю, яка виникла на цьому кроці і яка призводить до відмови виробу в процесі експлуатації ( $Q_k$  – імовірність знаходження у такому стані);

– у стані, який визначається спроможністю виробу працювати безвідмовно за наявності у ньому допущеної дефектності ( $P_k$  – імовірність знаходження у такому стані).

Перший з них описується функцією:

$$Q_k = Q[P_{def.k}, K_k(t_p)], \quad (3.9)$$

де  $K_k(t_p)$  – показник зв'язку між імовірністю безвідмовної роботи виробу  $P_{\bar{o}.p.}(t_p)$  і імовірністю допущеної дефектності  $P_{\text{деф.}k}$  на  $k$ -му кроці,

$$K_k(t_p) = K \left[ P_{\bar{o}.p.}(t_p), P_{\text{деф.}k} \right]. \quad (3.10)$$

Другий стан описується функцією:

$$P_k = P \left\{ P_{\bar{o}.p.k} \left[ \Pi_n(t_p) \right] \right\}, \quad (3.11)$$

де  $\Pi_n(t_p)$  – показник надійності виробу.

Відмова виробу зі зазначених причин і його безвідмовна робота є випадковими, несумісними, протилежними подіями, які утворюють повну групу цих подій. Сума їхніх ймовірностей дорівнює одиниці.

Тому:

$$1 - Q_k - P_k = 0. \quad (3.12)$$

Показник надійності  $\Pi_n(t)$  загалом визначається з умови:

$$\Pi_n(t_p) = \text{arg} [1 - Q_k - P_k = 0]. \quad (3.13)$$

Якщо як показник надійності виробу прийняти часто вживану інтенсивність його відмови  $\lambda_k(t_p)$ , а закон розподілу часу наробітку на відмову вважати експоненціальним, то (3.13) після конкретизації можна звести до виду:

$$\lambda_{k,i}(t_p) = \text{arg} \left[ 1 - P_{\text{деф.}k,i} \cdot P_{\text{відм.}k}(t_p) - \exp \left( - \int_0^{t_p} \lambda_{k,i}(t_p) dt \right) = 0 \right], \quad (3.14)$$

або:

$$\lambda_{k,i}(t_p) = \text{arg} \left[ 1 - P_{\text{деф.}k,i} \cdot P_{\text{відм.}k}(t_p) = \exp \left( - \int_0^{t_p} \lambda_{k,i}(t_p) dt \right) \right]. \quad (3.15)$$

Зазначимо, що у цих виразах  $P_{\text{відм.}k}(t_p)$  – імовірність того, що протягом часу  $t_p$  виробничий дефект виробу призведе до його відмови.

Оскільки:

$$\ln \left[ 1 - P_{\text{деф.}k,i} \cdot P_{\text{відм.}k}(t_p) \right] = - \int_0^{t_p} \lambda_{k,i}(t_p) dt, \quad (3.16)$$



$$\frac{d}{dt} \ln \left[ 1 - P_{\text{деф.к.і}} \cdot P_{\text{вїдм.}}(t_p) \right] = -\lambda_{k,i}(t_p) \Big|_0^{t_p}, \quad (3.17)$$

ТО

$$\lambda_{k,i}(t_p) = \frac{\frac{d}{dt} \left\{ -\ln \left[ 1 - P_{\text{деф.к.і}} \cdot P_{\text{вїдм.}}(t_p) \right] \right\}}{t_p}. \quad (3.18)$$

Якщо  $\lambda_{k,i}(t_p) = \lambda_{k,i} = \text{const}$

$$\lambda_{k,i} = \frac{-\ln \left[ 1 - P_{\text{деф.к.і}} \cdot P_{\text{вїдм.}}(t_p) \right]}{t_p}. \quad (3.19)$$

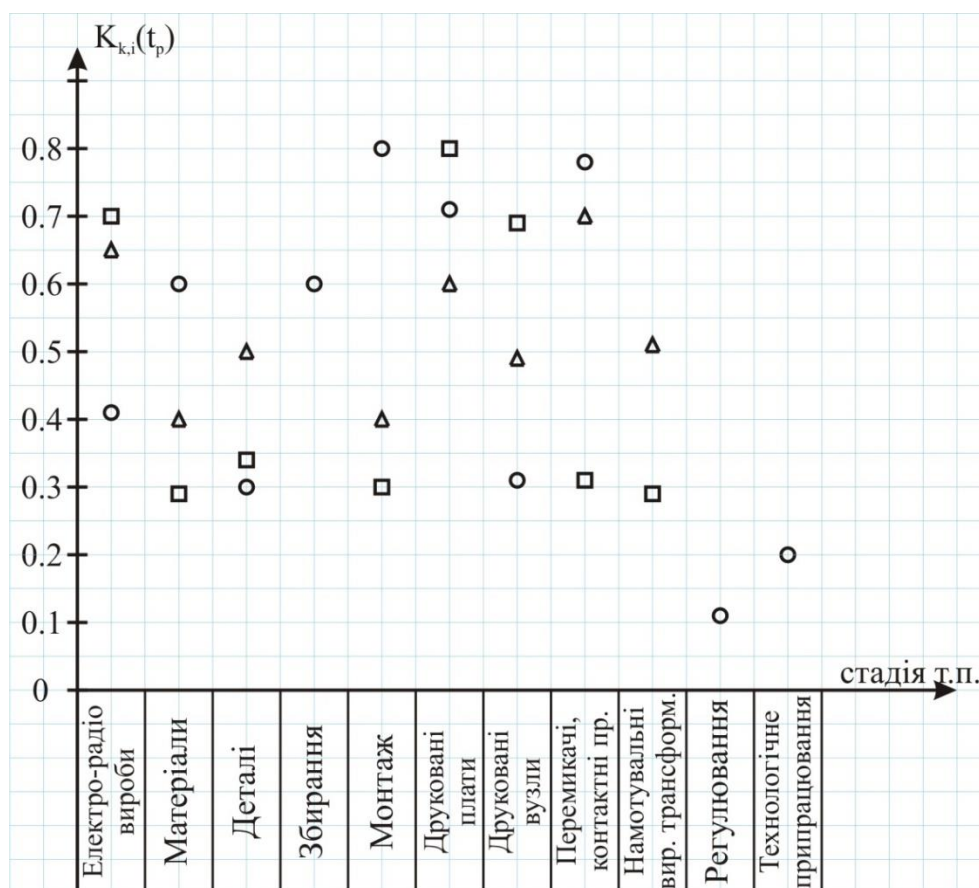


Рис. 3.4. Результати дослідження коефіцієнтів  $K(t_p)$  на основних стадіях технологічного процесу виготовлення трьох типів електронних осцилографів (□ – осцилографи тип 1; ○ – осцилографи тип 2; Δ – осцилографи тип 3)

На рис. 3.4. наведено отримані експериментально-статистичним методом середні значення коефіцієнтів  $K_{k,i}(t_p)$  для основних стадій технологічних процесів виготовлення трьох типів електронних осцилографів. Ці значення можна

використати для вирішення конкретних задач визначення показників надійності виробів за рівнем виробничої дефектності. Суттєвий розкид значень коефіцієнтів  $K(t_p)$  осцилографів, які виготовлені на одному підприємстві за ідентичними технологіями, приводить до висновку про необхідність подальшого дослідження цих зв'язків з метою встановлення конструкційних і технологічних факторів, що спричиняють зазначені розкиди і їхню значущість.

За наявності контролю якості виробів після проведення технологічних операцій з імовірністю правильного контролю  $P_{k,i}$  рівняння (3.14) набуває виду:

$$\lambda_{k,i}(t_p) = \arg \left[ 1 - P_{\text{деф.к.і}} \cdot (1 - P_{k,i}) \cdot P_{\text{відм.}}(t_p) - \exp \left( - \int_0^{t_p} \lambda_{k,i}(t_p) dt \right) = 0 \right], \quad (3.20)$$

звідки:

$$\lambda_{k,i} = \frac{-\ln \left[ 1 - P_{\text{деф.к.і}} \cdot (1 - P_{k,i}) \cdot P_{\text{відм.}}(t_p) \right]}{t_p}. \quad (3.21)$$

Отриманий вираз дає змогу проводити порівняння впливу допущеної дефектності та імовірності контролю на інтенсивність відмов, а отже, є корисним при проведенні оптимізації процесу виробництва.

Для якісного відображення цього впливу побудовано тривимірні графіки залежності інтенсивності відмов від імовірностей  $P_k$ ,  $P(t) = 1 - P_{\text{відм.}}(t)$ ,  $P_d = P_{\text{деф}}$  для  $t_p = 1$  (рис. 3.5–3.7).

З рис. 3.5 видно залежність інтенсивності відмов від імовірності правильного контролю та імовірності того, що дефекти не призведуть до відмови, а саме, за повного контролю, або за цілковитої незначущості дефектів інтенсивність відмов є нульова, а за відсутності контролю і максимальній критичності дефектів, інтенсивність відмов є максимальною. А також збільшення інтенсивності відмов у разі збільшення імовірності дефектів.

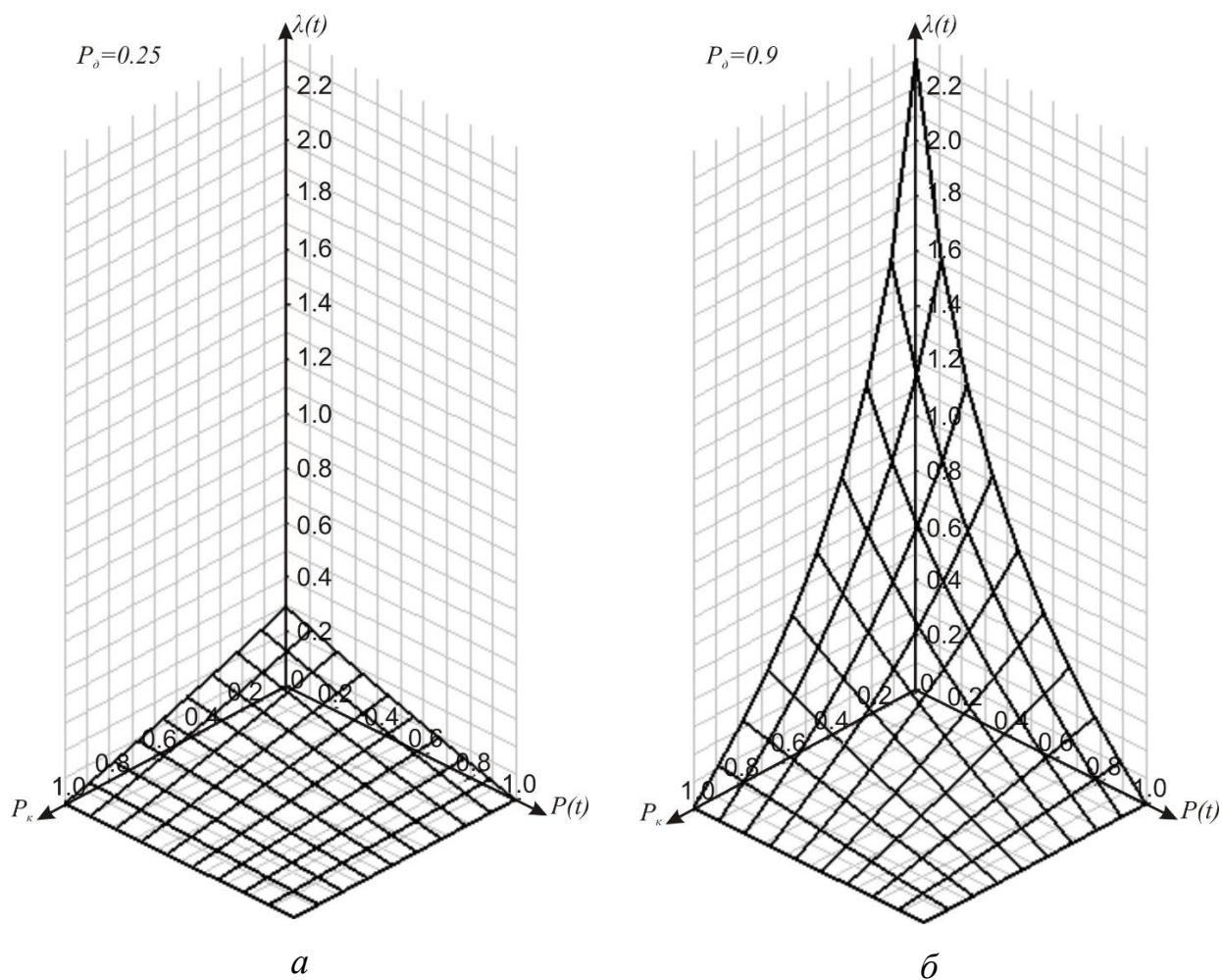


Рис. 3.5. Залежність інтенсивності відмов викликаних дефектами  $\lambda(t)$  від імовірності правильного контролю дефектів  $P_{\kappa}$  та імовірності того, що дефекти не призведуть до відмови  $P(t) = 1 - P_{\text{відм}}(t)$ : *а* – при імовірності дефектів  $P_{\delta} = 0,25$ ; *б* – при імовірності дефектів  $P_{\delta} = 0,9$

На рис. 3.6 подано безпосередньо залежність інтенсивності відмов від імовірності допущеної дефектності  $P_{\text{деф}}$  та імовірності правильного контролю  $P_{\kappa}$ . З цього рисунку видно, що стовідсотковий контроль також забезпечує повну відсутність відмов, а за відсутності контролю – інтенсивність відмов повністю залежить від імовірності пропуску дефектів. Однак досягти повного контролю, як і повністю бездефектного виробництва, неможливо, і що більше рівень, то більше витрати на його забезпечення, тому доцільним є вибір деякої оптимальної точки за певних значень  $P_{\text{деф}}$ ,  $P_{\kappa}$ , за яких забезпечується допустимий рівень відмов, а витрати є мінімальними.

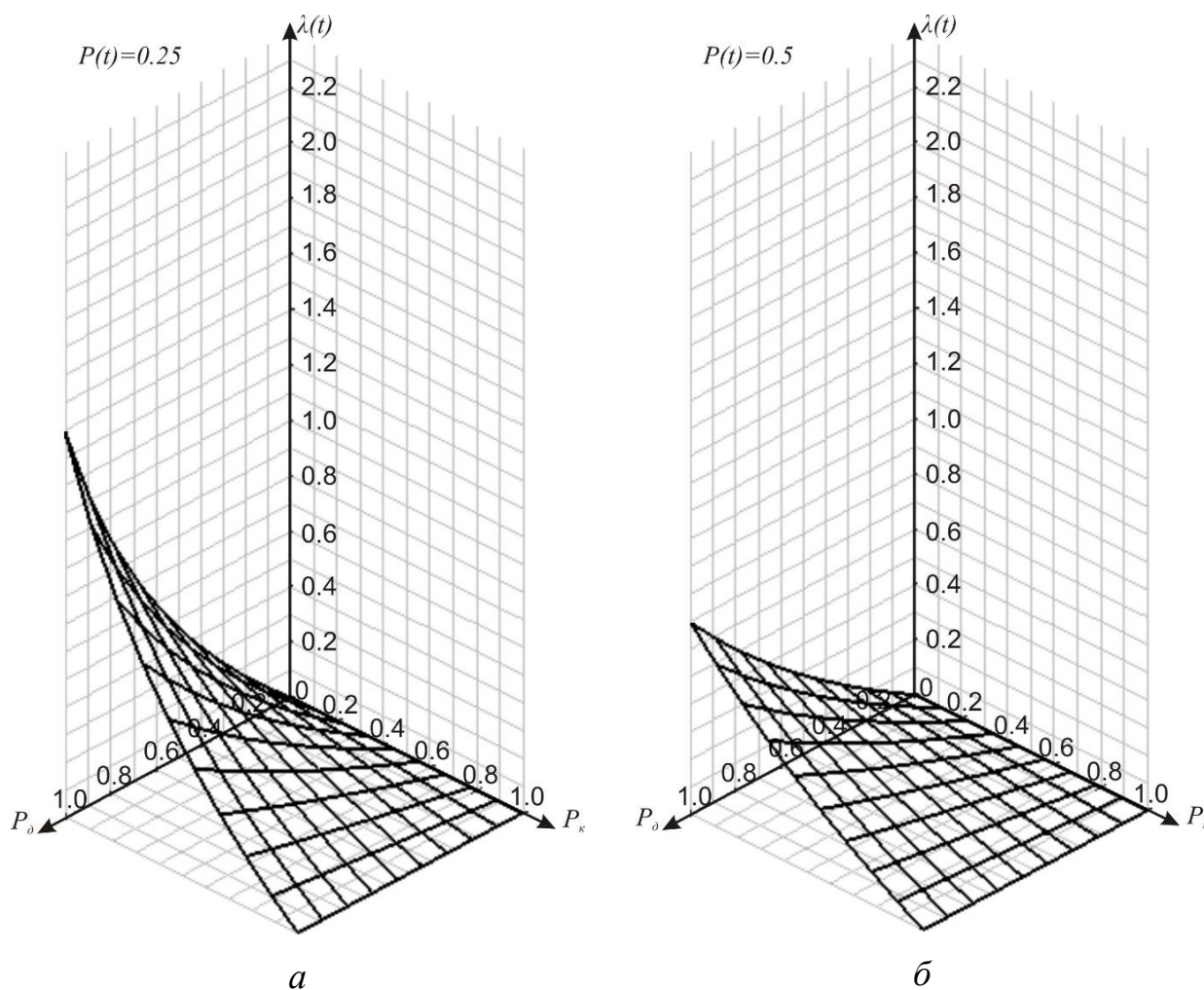


Рис. 3.6. Залежність інтенсивності відмов викликаних дефектами  $\lambda(t)$  від імовірності правильного контролю дефектів  $P_\kappa$  та імовірності допущення дефектів  $P_\delta$ : *а* – при імовірності того, що дефекти не призведуть до відмови  $P(t)=1 - P_{\text{відм}}(t)=0,25$ ; *б* – при імовірності того, що дефекти не призведуть до відмови  $P(t)=1 - P_{\text{відм}}(t)=0,5$

Як відомо, не всі дефекти призводять до відмов, тут це характеризується імовірністю того, що дефекти не призведуть до відмови протягом роботи  $P(t)$ . Залежність інтенсивності відмов  $\lambda(t)$  від цієї імовірності відображено на рис. 3.5, 3.7.

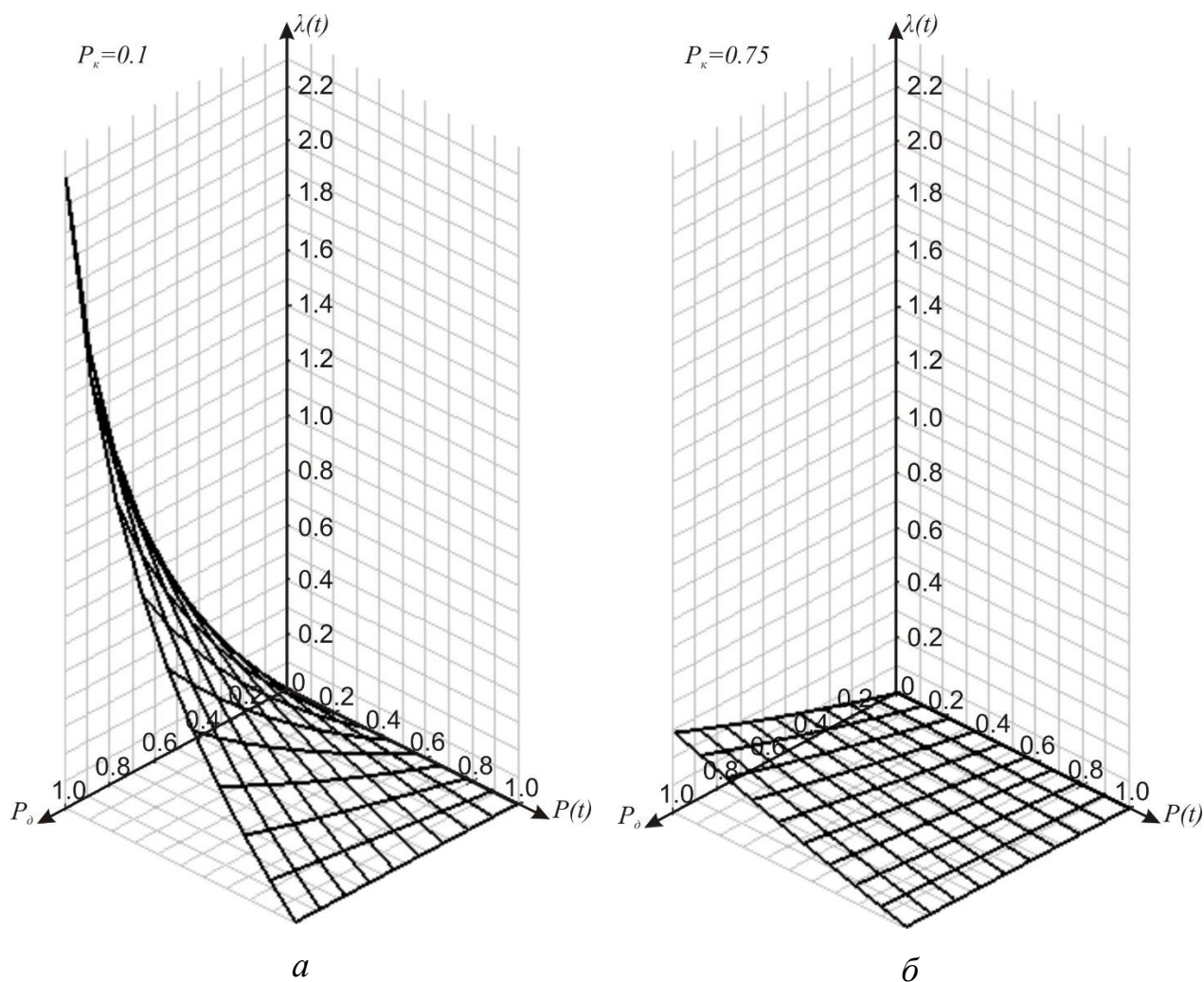


Рис. 3.7. Залежність інтенсивності відмов викликаних дефектами  $\lambda(t)$  від імовірності того, що дефекти не призведуть до відмови  $P(t)=1-P_{відм}(t)$  та імовірності допущення дефектів  $P_d$ :

*а* – при імовірності правильного контролю дефектів  $P_k=0,1$ ;

*б* – при імовірності правильного контролю дефектів  $P_k=0,75$

Загальна інтенсивність відмов виробу на виході підсистеми  $S_{То.к}$  визначається сумою парціальних інтенсивностей відмов, спричинених «власними» дефектами  $k$ -го кроку і дефектами, пропущеними з попередніх кроків.

$$\lambda_k(t_p) = \sum_{i=1}^k \lambda_{k,i}(t_p), i=1, 2, \dots, n. \quad (3.22)$$

Імовірність безвідмовної роботи виробу після  $k$ -го кроку технологічного процесу визначається у разі відомих припущень стосовно розподілу  $t_p$  за формулою:

$$P_k(t_p) = \exp\left(-\int_0^{t_p} \lambda_k(t) dt\right), \quad (3.23)$$

або якщо  $\lambda_k = \text{const}$

$$P_k(t_p) = \exp(-\lambda_k \cdot t_p). \quad (3.24)$$

Отриману так сумарну для  $k$ -го кроку інтенсивність відмови  $\lambda_k(t_p)$  можна розглядати як парціальну складову параметра сумарного потоку відмов, спричинених дефектами упродовж повного технологічного процесу і використовуватись для розрахунку безвідмовності виробу на стадії виробництва.

### 3.3. Математичне моделювання процесів формування надійності виробів за допомогою $(\lambda, P)$ -моделі

Аналітичні залежності показників надійності виробів від допущеної дефектності потребують доповнення зручними наочними методиками для оперативного аналізу надійності за поточною інформацією про стан конкретного виробництва. У багатьох випадках існує потреба провести попередній аналіз з деяким наближенням, але швидко і без допомоги обчислювальної техніки. Одним з найкращих методів є графічний метод, тобто: графік, сімейство графіків або номограма.

Математичну модель радіосистеми, що пов'язує час, інтенсивність відмов, імовірності безвідмовної роботи системи та пропуску дефектів на стадії виробництва ми назвали  $(\lambda, P)$ -моделлю [44].

Основою цієї моделі є рівняння (3.19), яке можна записати у двох формах:

$$\lambda(t) = \frac{-\ln[1 - P_{\text{деф}} \cdot P_{\text{відм}}(t)]}{t}, \quad (3.19)$$

або ж:

$$e^{-\lambda t} = 1 - P_{\text{деф}} \cdot P_{\text{відм}}(t), \quad (3.25)$$



де:  $t$  – час;  $\lambda$  – інтенсивність відмов системи;  $P_{відм}(t)$  – імовірність того, що наявні дефекти призведуть до відмови;  $P_{деф}$  – імовірність пропуску дефектів системи при її виробництві.

Якість системи визначається вимогами, які щодо неї висуваються і забезпечуються передовсім властивостями функції  $\lambda(t)$  та зв'язків між ймовірностями  $P_{деф}$  та  $P_{відм}(t)$ .

### 3.3.1. Графічні моделі зв'язку інтенсивності відмов з дефектністю, призначені для розрахунків

На основі наведених вище рівнянь побудовано сімейства графіків (рис. 3.8–3.10, легенду до графіків наведено у табл. 3.1), за допомогою яких можна швидко визначати будь-який з чотирьох параметрів  $\lambda$ ,  $t$ ,  $P_{деф}$ ,  $P$  за відомих трьох інших графічним способом.

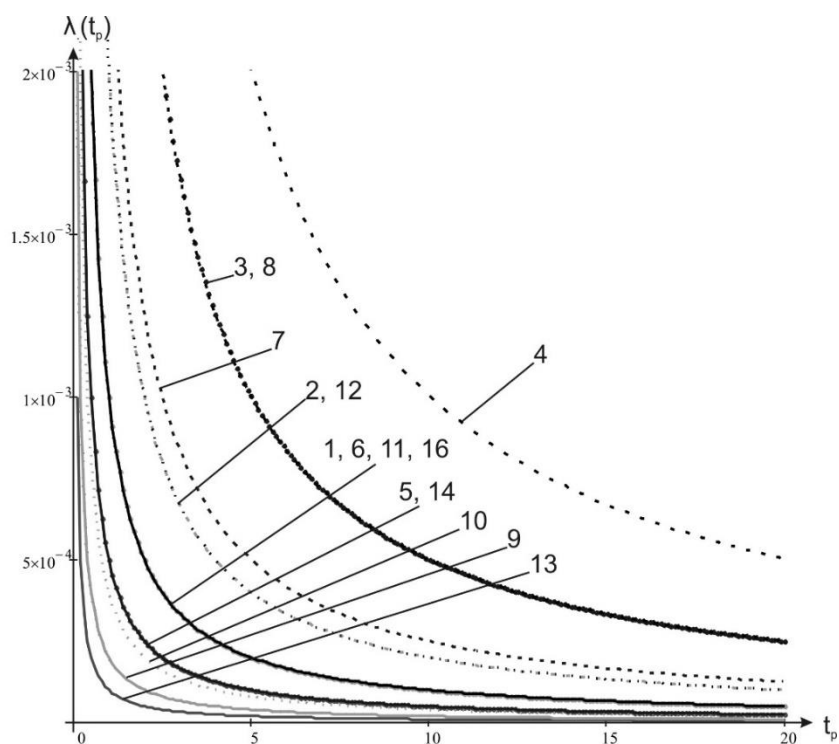


Рис. 3.8. Графіки залежності  $\lambda_{k,l}(t_p)$  за фіксованих значень  $P_{відм}$  та  $P_{деф}$ .  
(значення вказані в табл. 3.1)

Використовуючи рис. 3.7, можна легко визначити інтенсивності відмов за відомих значень  $P_{відм.}$ ,  $P_{деф.}$  та фіксованого значення  $t_p$ , вибравши необхідну криву зі сімейства графіків та визначити значення точки, що відповідає необхідній кривій і моменту часу.

Зауважимо, що хоча графік  $P_{деф.}(t_p)$  немає фізичного змісту, оскільки  $P_{деф.}$  фізично є фіксованою імовірністю, що визначається технологічним процесом і не залежить від часу, проте має математичний зміст і використовується для обчислень.

За рис. 3.9 можна швидко визначити імовірність дефектів за відомих значень  $P_{відм.}$  та  $\lambda(t_p)$  та фіксованого значення  $t_p$ , вибравши необхідну криву з сімейства графіків та визначити значення точки, що відповідає необхідній кривій і моменту часу.

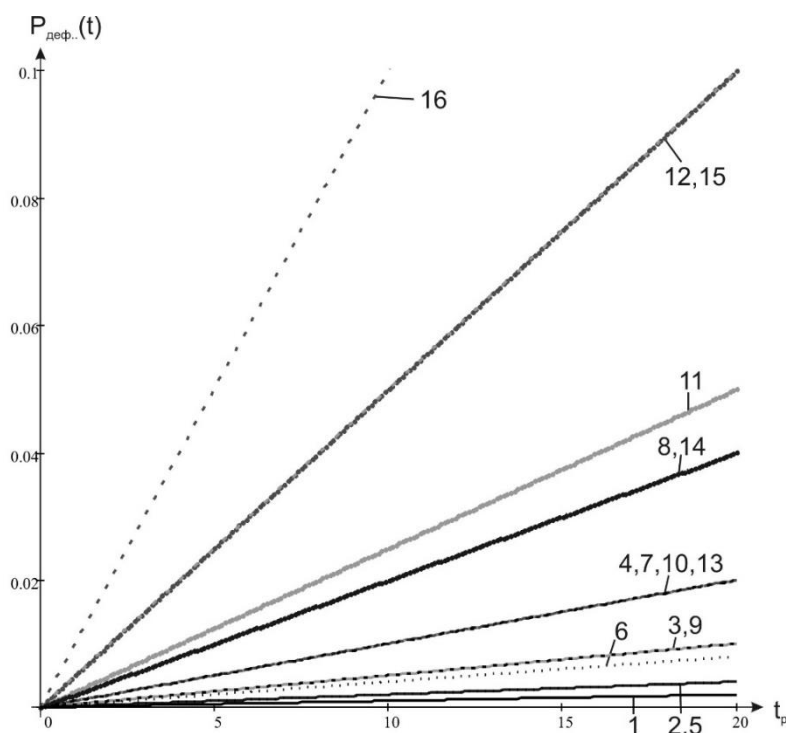


Рис. 3.9. Графіки залежності  $P_{деф.}(t_p)$  за фіксованих значень  $\lambda_{k,I}$  та  $P_{відм.}$  (значення вказані в табл. 3.1)

На рис. 3.10. подано графіки залежності  $t_p$  від  $P_{деф.}$ , за якими можна визначити час роботи за фіксованих значень  $P_{відм.}$  та  $\lambda(t_p)$  залежно від  $P_{деф.}$ . Розрахунки за рис. 3.10 проводять аналогічно.



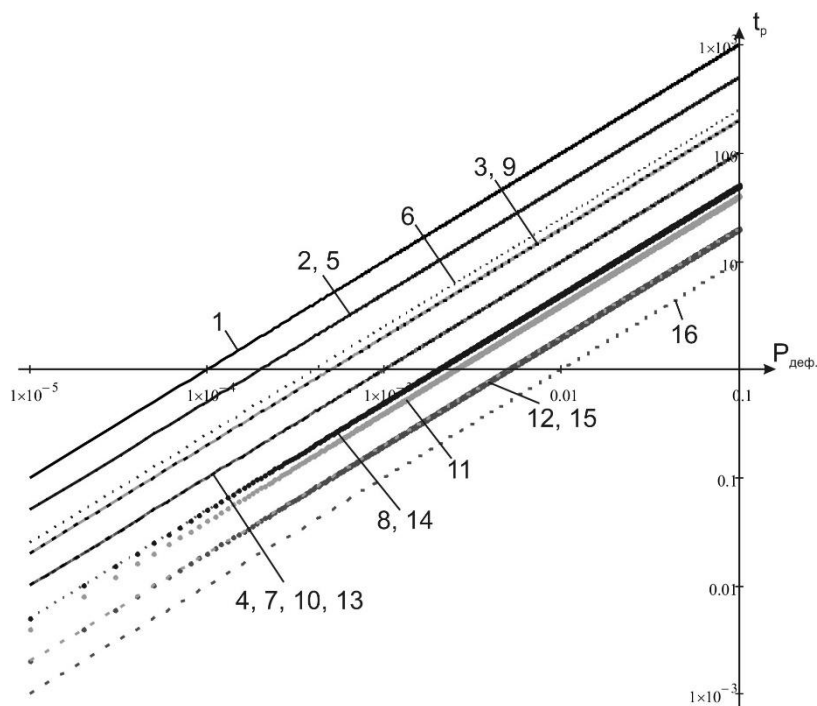


Рис. 3.10. Графіки залежності  $t_p$  від  $P_{def}$ . за фіксованих значень  $\lambda_{k,I}$  та  $P_{відм}$ .

Таблиця 3.1

Підписи до графіків рис. 3.8–3.10

№ крив.	Для $\lambda(t)$ (рис. 3.8)		Для $P_{def}(t)$ (рис. 3.9)		Для $t_p$ (рис. 3.10)	
	$P_{відм}$	$P_{def}$	$P_{відм}$	$\lambda_{k,I}$	$P_{відм}$	$\lambda_{k,I}$
<b>1</b>	0,1	0,1	0,1	0,0001	0,1	0,0001
<b>2</b>	0,1	0,05	0,1	0,00005	0,1	0,00005
<b>3</b>	0,1	0,02	0,1	0,00002	0,1	0,00002
<b>4</b>	0,1	0,01	0,1	0,00001	0,1	0,00001
<b>5</b>	0,05	0,1	0,05	0,0001	0,05	0,0001
<b>6</b>	0,05	0,05	0,05	0,00005	0,05	0,00005
<b>7</b>	0,05	0,02	0,05	0,00002	0,05	0,00002
<b>8</b>	0,05	0,01	0,05	0,00001	0,05	0,00001
<b>9</b>	0,02	0,1	0,02	0,0001	0,02	0,0001
<b>10</b>	0,02	0,05	0,02	0,00005	0,02	0,00005
<b>11</b>	0,02	0,02	0,02	0,00002	0,02	0,00002
<b>12</b>	0,02	0,01	0,02	0,00001	0,02	0,00001
<b>13</b>	0,01	0,1	0,01	0,0001	0,01	0,0001
<b>14</b>	0,01	0,05	0,01	0,00005	0,01	0,00005
<b>15</b>	0,01	0,02	0,01	0,00002	0,01	0,00002
<b>16</b>	0,01	0,01	0,01	0,00001	0,01	0,00001

### 3.3.2. Побудова номограми зв'язку параметрів $(\lambda, P)$ -моделі

Номограми – це графічні зображення залежностей між декількома змінними, що дають змогу за допомогою простих геометричних операцій досліджувати функціональні залежності без обчислень. Можливість побудови номограми, що пов'язує чотири величини, розглянуто у відомому курсі номографії [22, 131].

Умовою побудови складеного абака для рівняння  $f(x, y, z, t) = 0$  є можливість його представлення у розщепленій формі  $\chi(x, y) = \psi(z, t)$ . Така умова у нас задовольняється, що гарантує можливість побудови номограми, яка розкладається на два самостійні абаци Декарта. Рівняння, яке пов'язує чотири змінні, можна розв'язати номограмою, що має дві прямолінійні шкали і одне бінарне поле. Після побудови складеної номограми ми розглянемо і цю можливість.

Пояснимо тепер побудову складеного абака для рівняння (3.25), в якому змінні роз'єднані на дві пари.

Вводимо допоміжну змінну  $\alpha$ , до якої прирівнюємо ліву і праву частини (3.25) і відповідно отримуємо:

$$\begin{cases} 1 - P_{\text{деф}} \cdot P_{\text{відм}}(t) = \beta \\ e^{-\lambda t} = \beta \end{cases} \quad (3.26)$$

Будуємо 2 сімейства графіків, з однаковим масштабом по осі « $0\beta$ ». Два отримані сімейства (2 простих абаци) зв'язуємо по спільній осі « $0\beta$ », яка знаходиться між ними. За допомогою такого рисунку (номограми), маючи значення трьох з величин  $\lambda$ ,  $t$ ,  $P_{\text{відм}}(t)$ ,  $P_{\text{деф}}$ , можна визначити четверту. Номограма має такий вигляд (рис. 3.11).

Оскільки межі, в яких знаходяться значення  $\lambda$  і  $t$  є досить вузькими, то лінії відповідного сімейства графіків є слабо викривлені, так зникає необхідність проводити анаморфози (спрямлення) кривих цього сімейства.

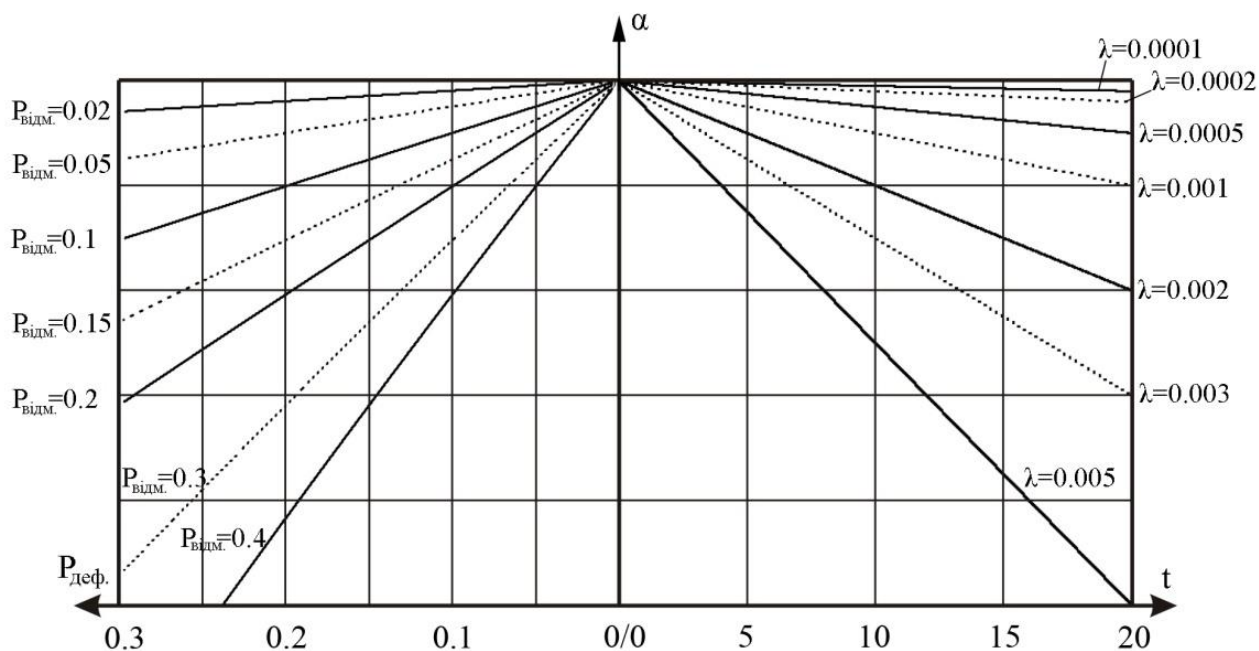


Рис. 3.11. Номограма для  $(\lambda, P)$ -моделі надійності

Покажемо, як використовувати номограму. Задаємо, наприклад, значення  $P_{деф}=P_{деф0}$ . Проведемо вертикальну пряму до перетину з необхідною прямою з сімейства графіків, що відповідає значенню  $P_{вiдм}=P_{вiдм0}$ . Нехай ця точка відповідає значенню  $\alpha=\alpha_0$ , тоді проведемо горизонтальну пряму через отриману точку (яка перетне шкалу  $\theta\alpha$  у точці  $\alpha_0$ ). Задаймо, наприклад, значення  $t=t_0$  і проведемо вертикальну пряму, ця пряма перетнеться з вищевказаною горизонтальною прямою, точка їх перетину вкаже на певну криву з сімейства графіків, що відповідатиме певному значенню  $\lambda=\lambda_0$ . Якщо на рисунку відсутні графіки з сімейства, які відповідають необхідним значенням  $\lambda$  і  $P_{деф}$ , їх необхідно побудувати відповідно до інших графіків зі заданого сімейства. Приклад визначення  $\lambda$  за відомими  $P_{вiдм}$  (де  $P_{вiдм}=1 - P$ ),  $P_{деф}$ ,  $t$  наведено на (рис. 3.12).

Задано:  $P_{вiдм}=0,12$ ;  $P_{деф}=0,15$ ;  $t=15$ .

Як бачимо  $\lambda=0,0013$ .

Так отримана номограма дає змогу швидко і без застосування обчислювальної техніки визначити інтенсивність відмов.

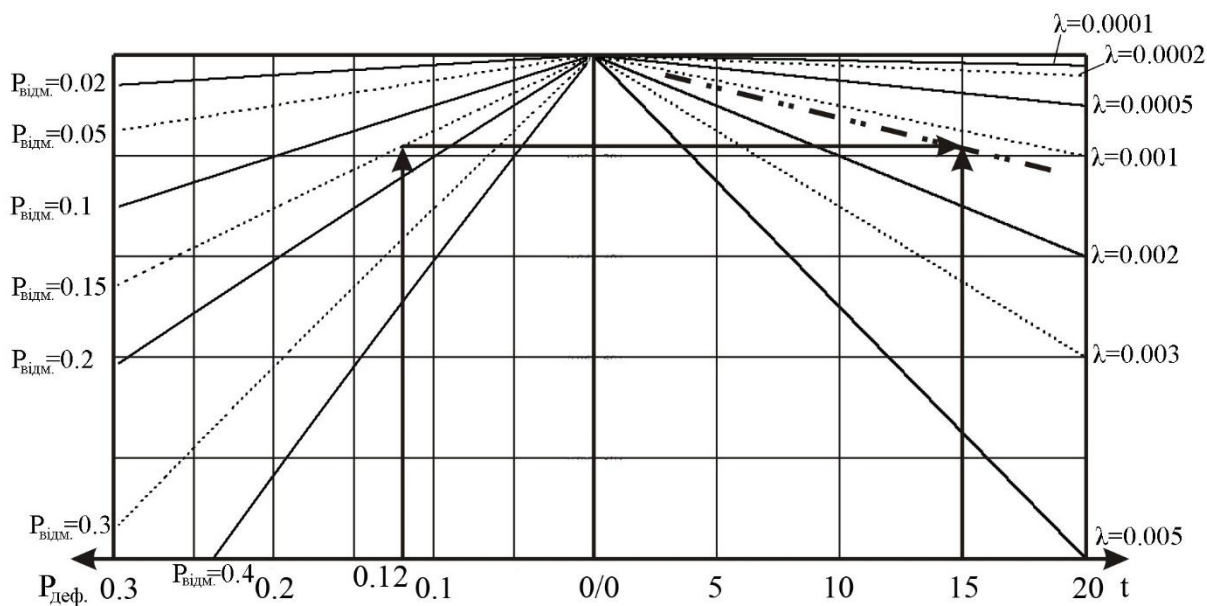


Рис. 3.12. Приклад роботи з номограмою  $(\lambda, P)$ -моделі

### Висновки до розділу

Проведено дослідження відмов радіоелектронної апаратури різного призначення з причин допущеної виробничої дефектності.

Отримано аналітичні залежності показників надійності виробів від допущеної дефектності, що доповнені графіками та номограмою для оперативного аналізу надійності за поточною інформацією про стан конкретного виробництва. Точність обчислення за допомогою графіків та номограм можна порівняти з вимірюванням (визначенням) величин за допомогою мір при візуальній реєстрації результатів. Натомість швидкість і наочність використання графіків та номограм говорить про їхню безсумнівну користь. Результати, отримані графічним способом, можна використати в якості початкового наближення, а аналітичні залежності для точного розрахунку.

Основні результати наведено та апробовано у [5, 44, 74, 145, 146, 167].

## РОЗДІЛ 4

### ПЕРЕВІРКА ЕФЕКТИВНОСТІ РОЗРОБЛЕНИХ МЕТОДІВ ПРОГНОЗУВАННЯ ПАРАМЕТРИЧНОЇ НАДІЙНОСТІ

Розроблені методи, методики та моделі прогнозування потребують проведення обчислювальної верифікації та експериментальної перевірки [52]. Перевірку працездатності отриманих методів можна провести за допомогою активних та/або пасивних експериментів [59, 95, 140, 174]. З метою скорочення обсягу випробувань для оцінювання надійності радіоелектронних елементів провідні виробники проводять прискорені випробування (Highly Accelerated Stress Test – HAST), що дають змогу отримати показники надійності за час, значно менший від реальної довговічності елементів. Прискорені випробування у форсованому режимі ґрунтуються на впливі підвищених значень чинників, що прискорюють фізико-хімічні процеси старіння і деградації: температури, вологості, електромагнітні поля тощо [88].

Розроблені в розділі 2 методи можна застосувати для прогнозування ПН при різних характерах процесів дрейфів ВП: метод на основі теорії викидів – при стаціонарних та квазістаціонарних процесах; метод квантильних зон – при квазідетермінованих процесах; для одержання індивідуальних і групових прогнозів. Для проведення дослідження працездатності цих методів використано статистичні дані, отримані в ході активного і пасивного експериментів.

Специфіку надійності РЕА та особливості дрейфів ВП в умовах підвищених температур та вологості досліджено в особливій кліматичній зоні (тропічний клімат, Екваторіальна Гвінея).

## 4.1. Перевірка працездатності методу квантильних зон

### 4.1.1. Індивідуальне прогнозування параметричної надійності методом квантильних зон

Метод квантильних зон застосовано для визначення гарантованого часу роботи кварцового генератора (КГ) за ВП – частотою. Для прогнозування використано статистичні дані, отримані відділом технічного контролю на підприємстві-виробнику кварцових генераторів з тестових вибірок на етапі припрацювання (Додаток В). Обрано два зразки (КГ1 та КГ2) з різними випадковими процесами дрейфу частоти. Вибіркові дані: відхилення частоти  $\Delta f$ , його математичне очікування  $m$ , розраховане за регресією, та різниця між цими значеннями  $\Delta$ ; наведені у табл. 4.1.

Таблиця 4.1

Вибіркові статистичні дані для розрахунку параметричної надійності КГ1 та КГ2.

$t$ , год	КГ1			КГ2		
	$\Delta f$ , Гц	$m$ , Гц	$\Delta$ , Гц	$\Delta f$ , Гц	$m$ , Гц	$\Delta$ , Гц
1	2	3	4	5	6	7
2	-0,0015	-0,0161326	0,014633	-0,001	-0,00617	0,005172
14	-0,0141	-0,0169282	0,002828	-0,0123	-0,0072	-0,005096
15	-0,0145	-0,0169945	0,002494	-0,0129	-0,00729	-0,00561
16	-0,0142	-0,0170608	0,002861	-0,0132	-0,00738	-0,005824
17	-0,015	-0,0171271	0,002127	-0,0126	-0,00746	-0,005138
18	-0,0142	-0,0171934	0,002993	-0,013	-0,00755	-0,005452
19	-0,0143	-0,0172597	0,00296	-0,0131	-0,00763	-0,005466
20	-0,014	-0,017326	0,003326	-0,0127	-0,00772	-0,00498
22	-0,0149	-0,0174586	0,002559	-0,0134	-0,00789	-0,005508
38	-0,0239	-0,0185194	-0,00538	-0,0098	-0,00927	-0,000532
62	-0,0242	-0,0201106	-0,00409	-0,0094	-0,01133	0,001932
86	-0,0263	-0,0217018	-0,0046	-0,012	-0,0134	0,001396
110	-0,0234	-0,023293	-0,00011	-0,0153	-0,01546	0,00016

Продовження таблиці 4.1

1	2	3	4	5	6	7
134	-0,0361	-0,0248842	-0,01122	-0,0167	-0,01752	0,000824
158	-0,0314	-0,0264754	-0,00492	-0,02	-0,01959	-0,000412
182	-0,0332	-0,0280666	-0,00513	-0,0241	-0,02165	-0,002448
206	-0,0344	-0,0296578	-0,00474	-0,0256	-0,02372	-0,001884
230	-0,0344	-0,031249	-0,00315	-0,0304	-0,02578	-0,00462
264	-0,0354	-0,0335032	-0,0019	-0,0277	-0,0287	0,001004
288	-0,0335	-0,0350944	0,001594	-0,0315	-0,03077	-0,000732
312	-0,0355	-0,0366856	0,001186	-0,0298	-0,03283	0,003032
336	-0,0417	-0,0382768	-0,00342	-0,0339	-0,0349	0,000996
360	-0,0384	-0,039868	0,001468	-0,0292	-0,03696	0,00776

За поданими значеннями  $\Delta f_t$  побудовано регресії математичного очікування  $m(t)$  та квадратичного відхилення  $\sigma(t)$  відповідно до таких залежностей:

$$m(t) = m_0 \cdot e^{-k_1 \cdot t} + m_1; \sigma(t) = \sigma_0 + k_2 \cdot t \quad (4.1)$$

Основні принципи побудови регресійних моделей наведено у [79].

Розглянемо побудову регресій  $m(t)$ ,  $\sigma(t)$  для кварцового генератора КГ1.

За допомогою методу найменших квадратів при побудові регресій отримано такі коефіцієнти, що їх характеризують:  $m_0=0,221$ ;  $k_1=0,0003$ ;  $m_1=-0,237$ ;  $\sigma_0=0,0037$ ;  $k_2=0,00000002$ .

При прогнозуванні часу вибрано допусковий рівень похибки частоти – 1 Гц. Таке значення обрано через те, що генератор працює на частоті 1 МГц і відхилення частоти до 1 Гц дають стабільність частоти у 6-му знаку, а випадковий процес є спадним.

Для наочної оцінки адекватності одержаної регресії  $m(t)$ , а саме порівняння розрахованих значень та статистичних даних [81] побудовано графіки (рис. 4.1).

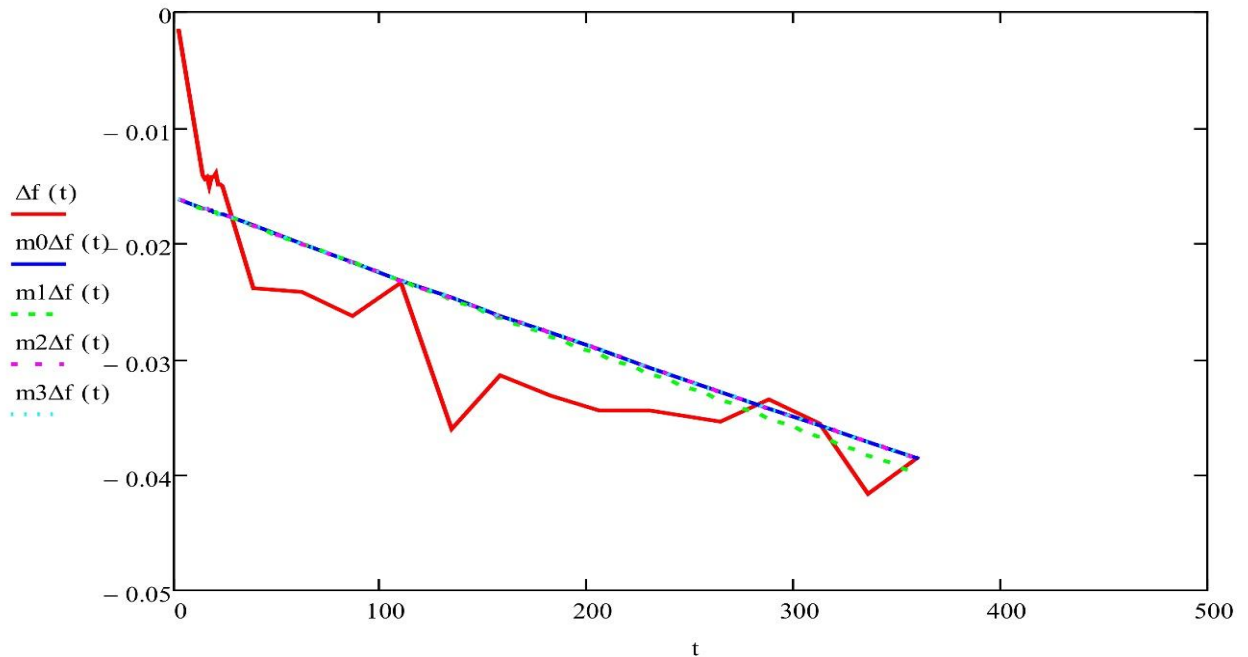


Рис. 4.1. Часові залежності похибки частоти кварцового генератора КГ1 за статистичними даними  $\Delta f(t)$ , регресії експонентою  $m_{0,\Delta f}(t)$  та її лінійною  $m_{1,\Delta f}(t)$ , квадратичною  $m_{2,\Delta f}(t)$  і кубічною  $m_{3,\Delta f}(t)$  апроксимаціями

При проведенні розрахунків за методом квантильних зон (пункт 2.1) отримано такі значення гарантованого часу роботи  $t_z$ :

- за лінійної апроксимації:  $T_{z,лін} = 1,48 \cdot 10^4$  год із похибками  $\Delta T_{1,лін} = 153,85$  год,  $\Delta T_{2,лін} = 154,129$  год,  $\Delta T_{лін} = 307,979$  год;
- за квадратичної апроксимації отримані комплексні числа через те, що вона не перетинає допусковий рівень;
- за кубічної апроксимації:  $T_{z,куб} = 1,16 \cdot 10^4$  год із похибками  $\Delta T_{1,куб} = 49,977$  год,  $\Delta T_{2,куб} = 49,487$  год,  $\Delta T_{куб} = 99,464$  год;

Для наочності побудовано графіки залежностей регресії математичного очікування та її апроксимацій із квантилями, розраховані на проміжку  $t=0 - 2 \cdot 10^4$  год (рис. 4.2).



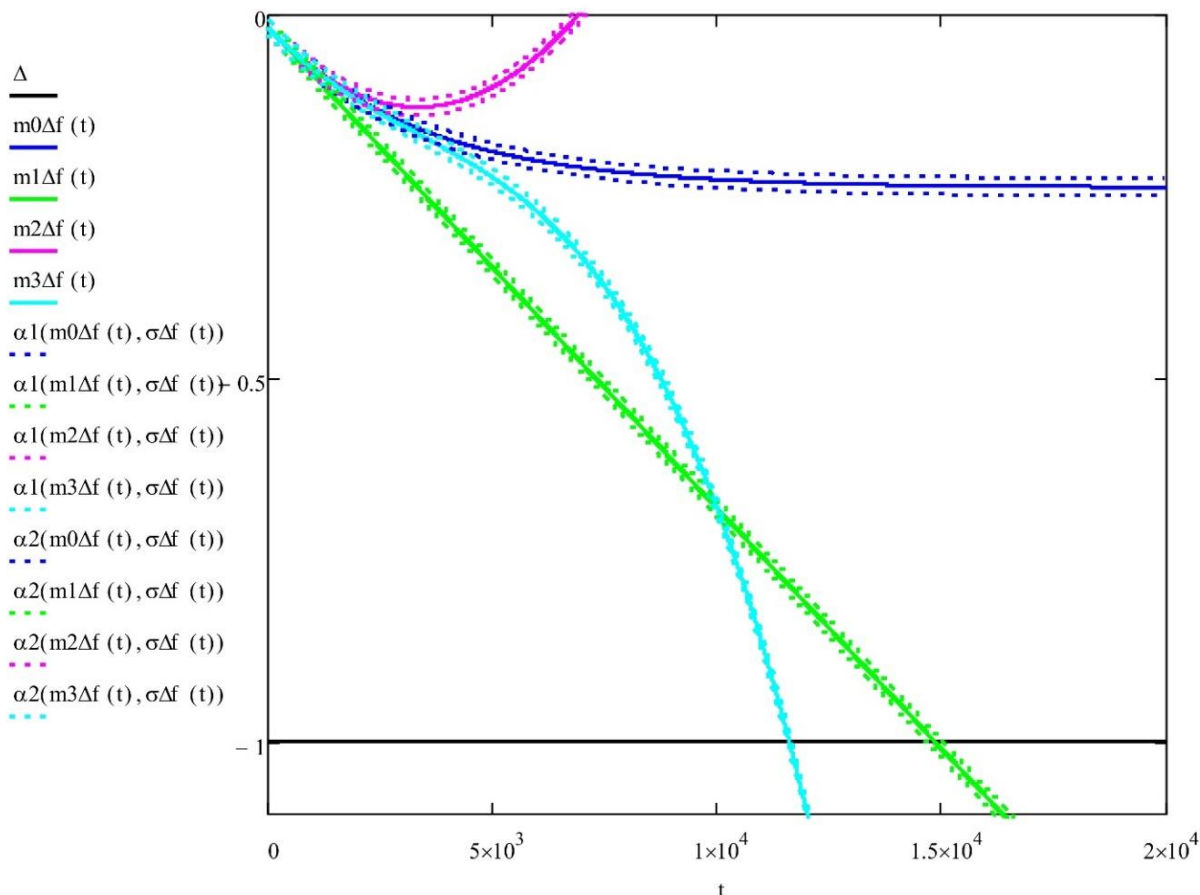


Рис. 4.2. Прогнозовані залежності випадкового процесу дрейфу відхилення частоти КГ1 від часу:  $m_{0,\Delta f}(t)$  – математичне очікування, розраховане за регресією експонентою;  $m_{1,\Delta f}(t)$  – математичне очікування, розраховане за лінійною апроксимацією регресії;  $m_{2,\Delta f}(t)$  – математичне очікування, розраховане за квадратичною апроксимацією регресії;  $m_{3,\Delta f}(t)$  – математичне очікування, розраховане за кубічною апроксимацією регресії;  $\alpha_2(t)$  – верхній та  $\alpha_1(t)$  – нижній квантилі для кожного з них;  $\Delta$  – допусканий рівень.

Розглянемо побудову регресій  $m(t)$ ,  $\sigma(t)$  для кварцового генератора КГ2.

При побудові регресій отримано такі коефіцієнти, що їх характеризують:  $m_0=0,086$ ,  $k_1=0,001$ ,  $m_1=-0,092$ ,  $\sigma_0=0,004$ ,  $k_2=-0,000006$ .

Графічне порівняння статистичних даних  $\Delta f(t)$  та побудованої регресії  $m(t)$  наведено на рис. 4.3, на якому також представлено апроксимації експоненційної залежності першими членами ряду, у який вона розкладається.

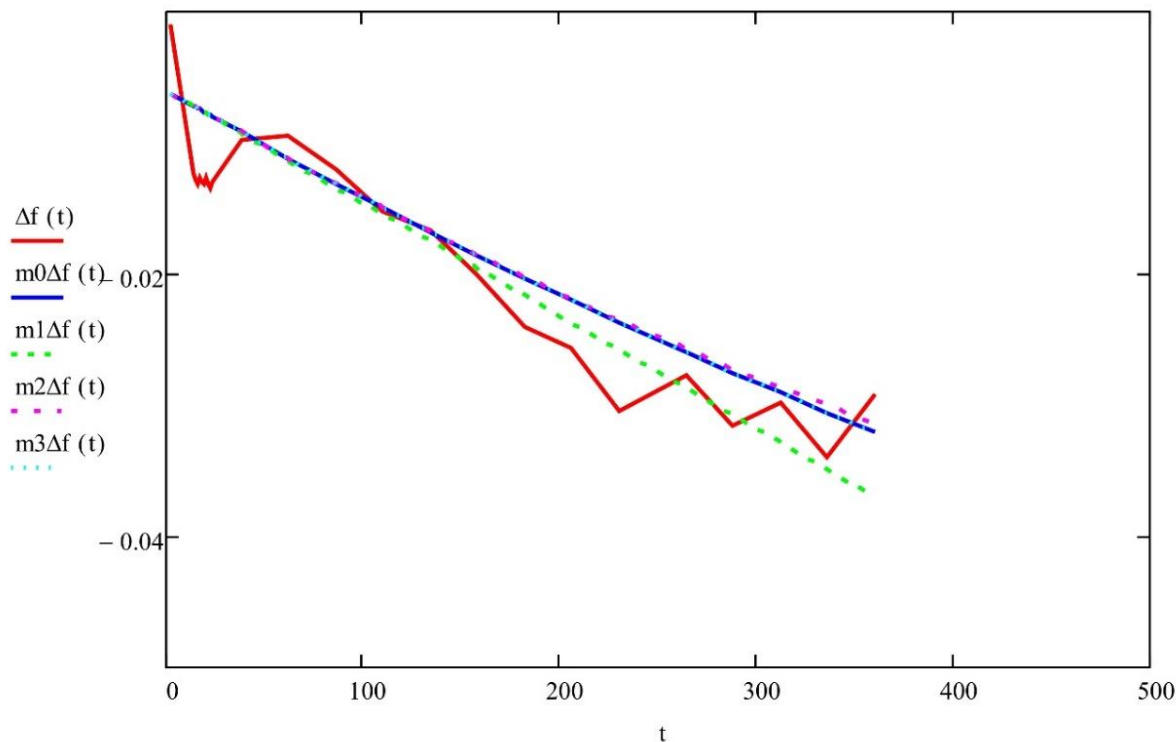


Рис. 4.3. Часові залежності похибки частоти кварцового генератора КГ2 за статистичними даними  $\Delta f(t)$ , регресії експонентою  $m_{0,\Delta f}(t)$  та її лінійною  $m_{1,\Delta f}(t)$ , квадратичною  $m_{2,\Delta f}(t)$  і кубічною  $m_{3,\Delta f}(t)$  апроксимаціями

При прогнозуванні часу вибрано допусканий рівень похибки частоти – 1 Гц.

При проведенні розрахунків за методом квантильних зон (пункт 2.1) отримано такі значення гарантованого часу роботи  $t_2$ :

- при лінійній апроксимації:  $T_{2,лін}=1,156 \cdot 10^4$  год із похибками  $\Delta T_{1,лін}=3236$  год,  $\Delta T_{2,лін}=2116$  год,  $\Delta T_{лін}=5352$  год;
- при квадратичній апроксимації отримані комплексні числа через те, що вона не перетинає допусканий рівень;
- при кубічній апроксимації:  $T_{2,куб}=4,78 \cdot 10^3$  год із похибками  $\Delta T_{1,куб}=112,545$  год,  $\Delta T_{2,куб}=112,648$  год,  $\Delta T_{куб}=225,193$  год;

Графіки залежностей регресії  $m(t)$  та її апроксимацій із квантилями наведено на рис. 4.4.

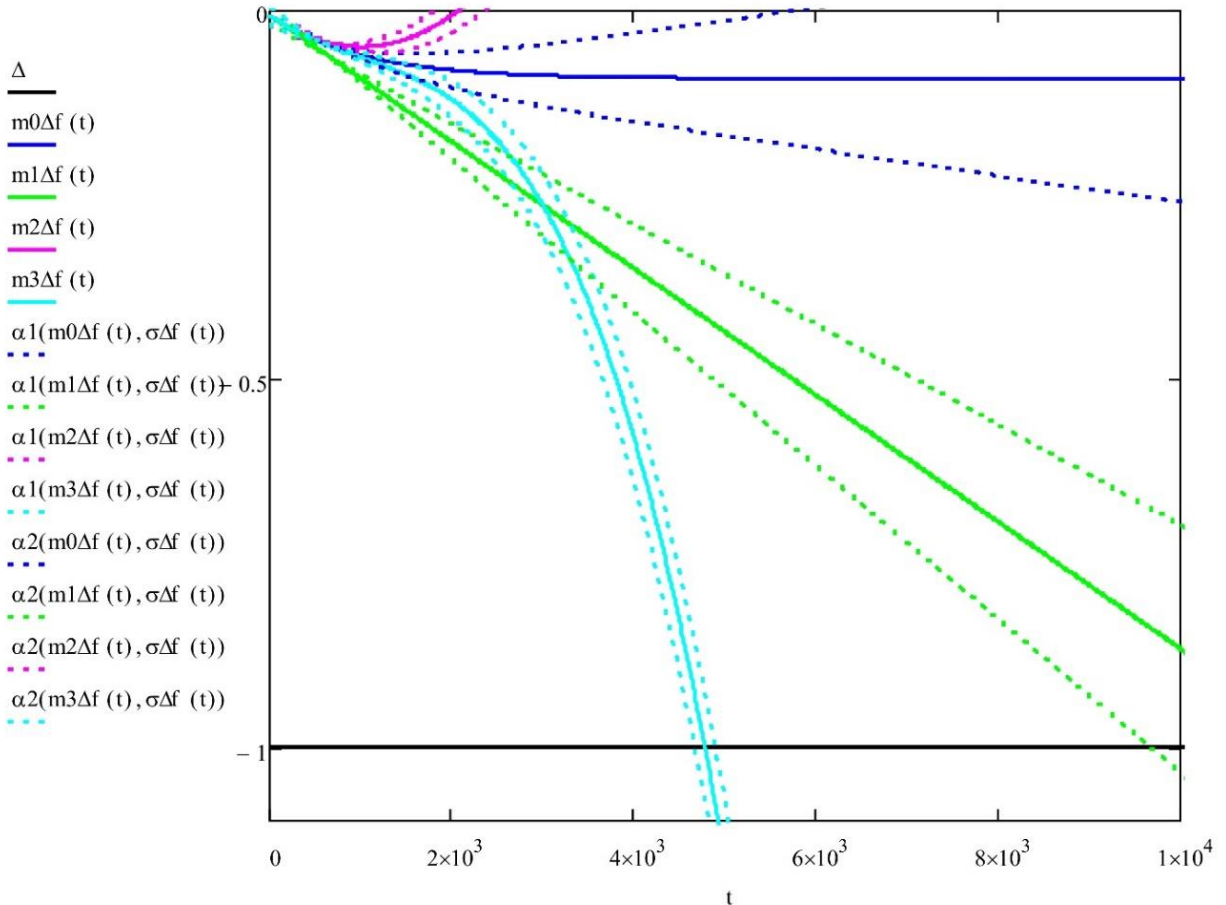


Рис. 4.4. Прогнозовані залежності випадкового процесу дрейфу відхилення частоти КГ2 від часу:  $m_{0,\Delta f}(t)$  – математичне очікування, розраховане за регресією експонентою;  $m_{1,\Delta f}(t)$  – математичне очікування, розраховане за лінійною апроксимацією регресії;  $m_{2,\Delta f}(t)$  – математичне очікування, розраховане за квадратичною апроксимацією регресії;  $m_{3,\Delta f}(t)$  – математичне очікування, розраховане за кубічною апроксимацією регресії;  $\alpha_2(t)$  – верхній та  $\alpha_1(t)$  – нижній квантилі для кожного з них;  $\Delta$  – допусканий рівень

Оскільки статистична вибірка, знята на етапі припрацювання, є обмеженою, точність прогнозування є дещо заниженою, а статистичні дані щодо подальшої зміни значення похибки частоти генераторів відсутні, перевірити відповідність прогнозованих значень дійсним неможливо, проте отримані значення часу відповідають значенню часу роботи для апаратури такого класу.

#### 4.1.2. Групове прогнозування параметричної надійності методом квантильних зон

У багатьох випадках метод квантильних зон можна застосувати для групового прогнозування ПН невеликої групи пристроїв. Для визначення математичного очікування  $m$  та середнього квадратичного відхилення  $\sigma$  при груповому прогнозуванні беруться виміри ВП не за певний проміжок часу  $\Delta t_i$ , а виміри ВП кожного окремого пристрою із групи в той самий момент часу  $t_i$ . У зв'язку із тим, що той самий параметр для різних пристроїв може дрейфувати у різних напрямках,  $\sigma$  збільшується при майже незмінному значенні  $m$ . Так, якщо один з квантилів у певний час перетне верхню межу допуску, то інший може перетнути нижню межу допуску, та навпаки (рис. 2.1). У такому разі для прогнозування гарантований час можна визначити не за математичним очікуванням, а за квантилями для вибраної довірчої імовірності, при цьому стає неможливим прогнозування похибки визначення гарантованого часу безвідмовної роботи  $\Delta T_{cap}$ . Визначають час перетину кожним із квантилів свого допускового рівня і вибирають з них найменший, який і буде часом безвідмовної роботи групи пристроїв.

Активний експеримент з вимірювання дрейфу коефіцієнта підсилення за напругою підсилювача на основі мікросхеми К157УД2 проводився протягом двох з половиною років для групи із 40 ОП (операційних підсилювачів) із використанням установки для прискореного старіння. Загальний вигляд установки наведено на рис. 4.8 б, в.

Зведені статистичні дані, а саме математичне очікування коефіцієнта підсилення  $m(t)$ , дисперсія  $D(t)$  та середнє квадратичне відхилення  $\sigma(t)$  подані у табл. 4.2, повні статистичні дані наведено у Додатку Г

Для цієї статистики визначено регресію. Найкраще для опису підійшла лінійна залежність:  $y = b_0 + b_1x$ , з такими значеннями  $b_0=309,0547274$ ,  $b_1=-0,034049368$ .

Таблиця 4.2

Зведені статистичні дані по коефіцієнту підсилення за напругою

Дата проведення експерименту	Показники	$m(t)$	$D(t)$	$\sigma(t)$
15.10.2002		308,275	1072,379471	32,747206
22.10.2002		309,55	1095,525577	33,098725
31.10.2002		309,325	1107,769728	33,283175
07.11.2002		311,55	1121,625577	33,490679
14.11.2002		309,925	1109,279984	33,305855
25.11.2002		311,025	1144,562163	33,831378
02.12.2002		311,525	1147,528189	33,875185
06.12.2002		309,475	1156,711522	34,010462
17.12.2002		311,025	1152,842933	33,953541
17.01.2003		311,125	1207,124599	34,743699
24.02.2003		310,625	1194,794471	34,565799
21.03.2003		309,025	1162,921138	34,10163
14.04.2003		307,45	1202,105064	34,671387
15.05.2003		289,975	6479,850625	80,497519
18.06.2003		289,775	6467,144215	80,418556
15.07.2003		289,75	6475,293269	80,469207
19.08.2003		290	6489,102564	80,554966
16.09.2003		291,85	6562,176346	81,007261
17.10.2003		291,725	6571,424343	81,064322
17.11.2003		290,9	6522,933077	80,764677
17.12.2003		290,825	6463,166522	80,393821
25.03.2004		286,775	6452,62242	80,328217
05.04.2004		292,825	6792,122933	82,414337
10.04.2004		291,925	6765,979984	82,255577
30.04.2004		287,75	8618,908654	92,838078
13.05.2004		288,925	6594,126138	81,204225
27.05.2004		289,375	6633,980369	81,44925
10.06.2004		288,275	6568,183317	81,044329
25.06.2004		290,5	6649,019231	81,541518
29.07.2004		286,85	6502,963526	80,640954
30.08.2004		289,875	6691,13101	81,799334
29.09.2004		290,275	6718,125625	81,964173
30.09.2004		295,85	7224,871218	84,999242

Підбор регресії здійснено за допомогою програми Statgraphics. Для визначення регресії дати було переведено у дні від початку експерименту,

тривалість експерименту становить 705 днів. Коефіцієнт кореляції між регресією та статистикою становить:  $r=-0,846906214$ . Коефіцієнт  $k_2$  визначений так:

$$k_2 = \frac{\sigma_{кін} - \sigma_0}{\Delta t} \approx \frac{85 - 32,8}{705} = 0,074.$$

Побудований графік за статистичними даними і моделі показані на рис. 4.6.

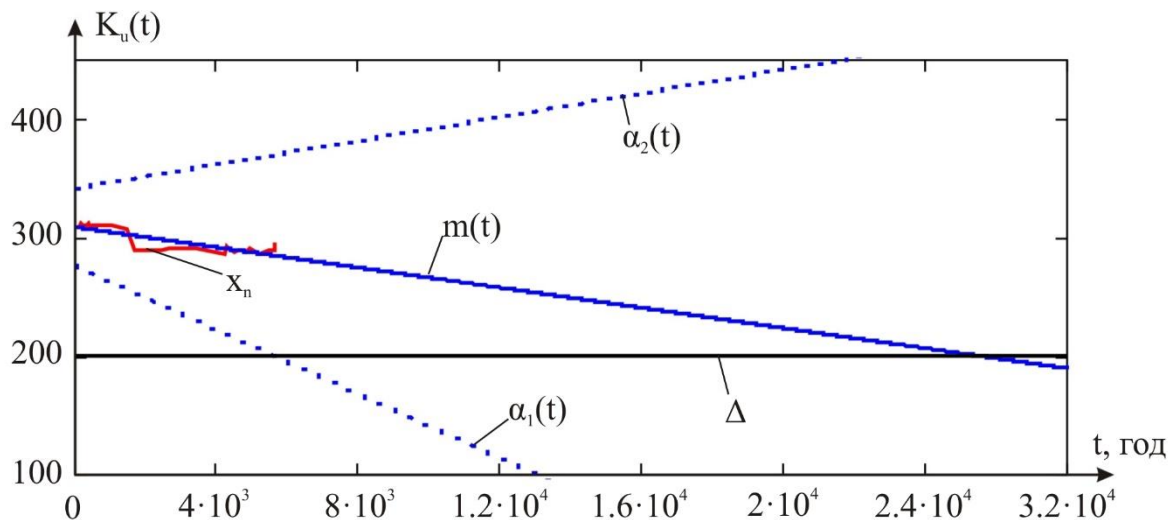


Рис. 4.5. Графік зміни математичного очікування  $K_u$  за статистичними даними  $x_n$ , а також математичного очікування  $m(t)$  та квантилів  $\alpha_1(t)$ ,  $\alpha_2(t)$  за визначеною моделлю дрейфу коефіцієнта підсилення

З рис. 4.5 видно, що гарантований час, визначений за даними експерименту, становить близько 5600 год за квантилем  $\alpha_1$ , проте математичне очікування перетне допусковий рівень лише через приблизно 26000 год, допусковий рівень встановлений на значенні 200. Так відмови підсилювачів проявляються вже через 5600 год, а через 26000 год відмовляє близько 50 % пристроїв, що збігається із статистичними даними.

Перевірку методу квантильних зон для групового прогнозування також проведено на статистиці дрейфу точності калібраторів електронних осцилографів С1-35. Ці осцилографи добре відомі, накопичена достатня кількість статистичної інформації щодо дрейфів їх параметрів, а також надійності цих приладів. Для дослідження працездатності методу вибрано дані дрейфу ВП – точності

калібраторів, отримані шляхом пасивного експерименту як звіт відділу технічного контролю підприємства-виробника.

Скорочену статистику дрейфу характеристик закону розподілу у часі наведено у табл. 4.3.

Таблиця 4.3

Дрейф характеристик закону розподілу значень точності калібраторів групи осцилографів С1-35 протягом 940 год

$t$ , год	$m(t)$	$\sigma(t)$	$A(t)$	$E(t)$
0	5	14,9		
20	4	15,3	0,2	0,38
40	2,9	15,25	0,2	0,38
200	1	17,8	0,138	0,325
220	0,8	17,7	0,15	0,328
340	0,4	18,6	0,158	0,265
360	0,7	18,5	0,135	0,245
460	-0,2	19,2	0,132	0,197
480	-0,5	19,1	0,148	0,171
600	-0,8	19,6	0,217	0,158
620	-0,5	19,7	0,221	0,155
740	-1	20,1	0,243	0,148
760	-1,1	20,3	0,223	0,155
780	-1	20,8	0,148	0,11
920	-1,6	22,2	0,232	0,105
940	-1,6	22,4	0,206	0,065

За статистичними даними, наведеними у табл. 4.3, визначено регресію дрейфу математичного очікування (рис. 4.6 а):  $m_c(t)=m_0(1-k_1t)$ , де  $m_0=2,5$ , а  $k_1=0,002$ , а також регресію зміни середнього квадратичного відхилення [98] (рис. 4.6 б):  $\sigma_c(t)=\sigma_0+k_2t$  де  $\sigma_0=16$ , а  $k_2=0,0066$ .

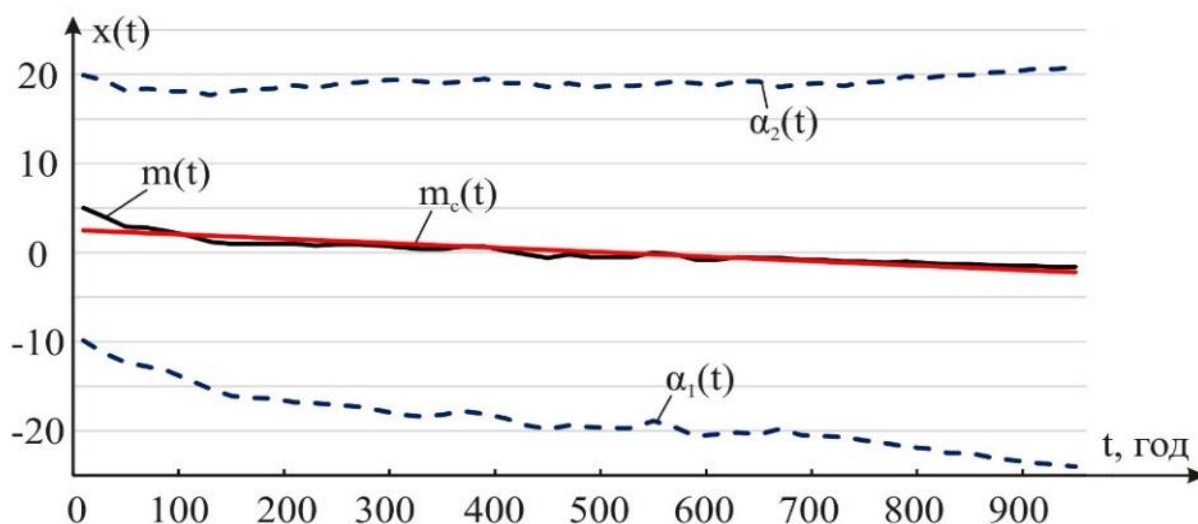


Рис. 4.6 а. Дрейф похибки калібраторів осцилографів С1-35:

$m(t)$ ,  $m_c(t)$  – математичне очікування похибки калібрування та його регресія;  $\alpha_1(t)$ ,  $\alpha_2(t)$  – квантильні рівні побудовані за статистичними даними

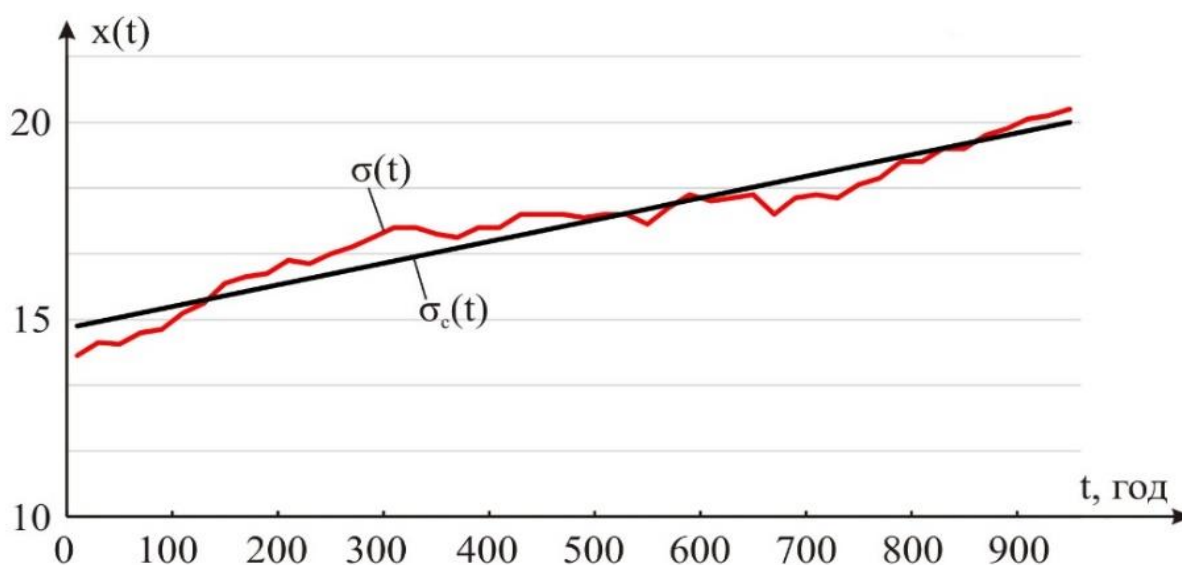


Рис. 4.6 б. Дрейф похибки калібраторів осцилографів С1-35:

$\sigma(t)$ ,  $\sigma_c(t)$  – середнє квадратичне відхилення розподілу похибок для групи осцилографів та його регресія

На основі отриманих регресій побудовано модель дрейфу точності калібратора осцилографа С1-35 із квантильними зонами та проведено прогнозування гарантованого часу роботи за допомогою метода квантильних зон для обраних допускових рівнів  $\Delta_1$  та  $\Delta_2$  (рис. 4.7).



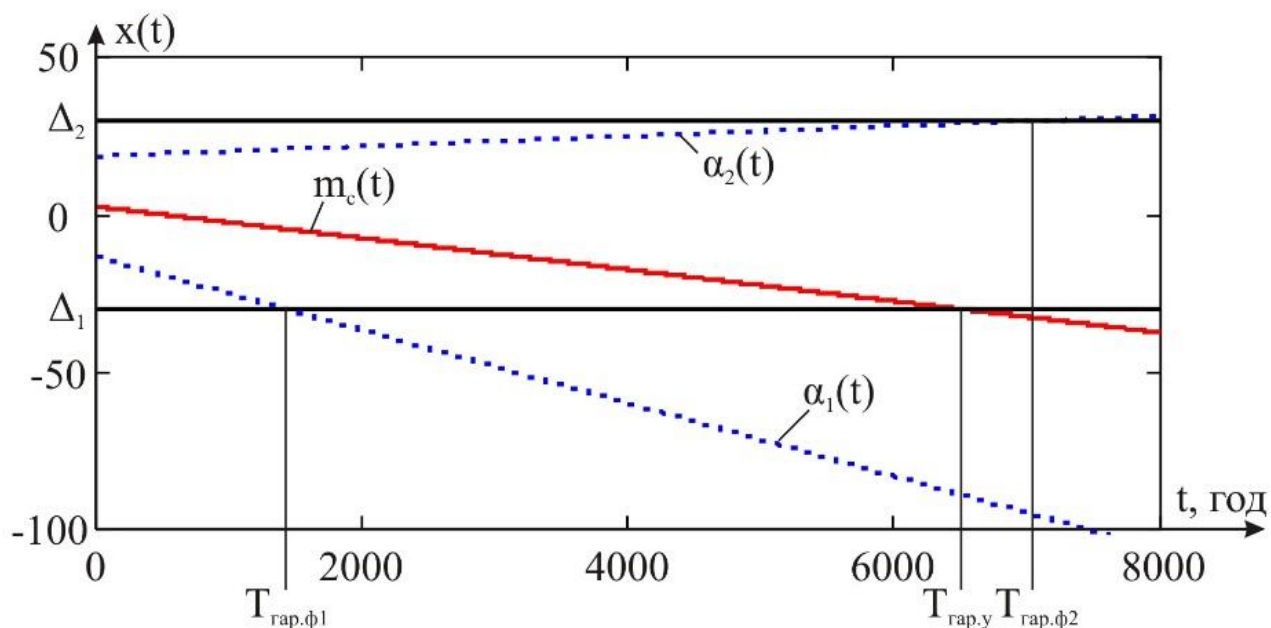


Рис. 4.7. Прогнозування гарантованого часу роботи методом квантильних зон для осцилографів С1 – 35 за визначальним параметром – точністю калібратора

Так, за проведеними розрахунками  $T_{гар.ф1}=1422$  год,  $T_{гар.у}=6500$  год,  $T_{гар.ф2}=7188$  год. Причому необхідно зауважити, що в цьому разі верхня квантильна крива перетинає верхній допусковий рівень, а нижня квантильна крива та математичне очікування – нижній ДР. Тому як похибку визначення гарантованого часу роботи використовують лише одну частину  $\Delta T_{гар}=T_{гар.у}-T_{гар.ф1}=5078$  год. За таких умов краще використати метод на основі теорії викидів, оскільки частина ділянки дрейфу ВП залишається в межах ДР.

#### 4.2. Прогнозування методом на основі теорії викидів за даними активного експерименту

Прогнозування ПН методом на основі теорії викидів за ВП у разі мерехтливих відмов для двостороннього обмеження перевірено із застосуванням статистичних даних, отриманих в ході активного експерименту, що проводиться на кафедрі теоретичної радіотехніки та радіовимірювань Національного університету «Львівська політехніка». В ході експерименту знято статистичні дані щодо дрейфу коефіцієнта підсилення низькочастотних підсилювачів на базі мікросхем К157УД2 на установці для пришвидшеного старіння мікросхем. Схему

та загальний вигляд установки наведено на рис. 4.8. Статистичні дані, отримані в ході цього експерименту, подано у Додатку Б, Г.

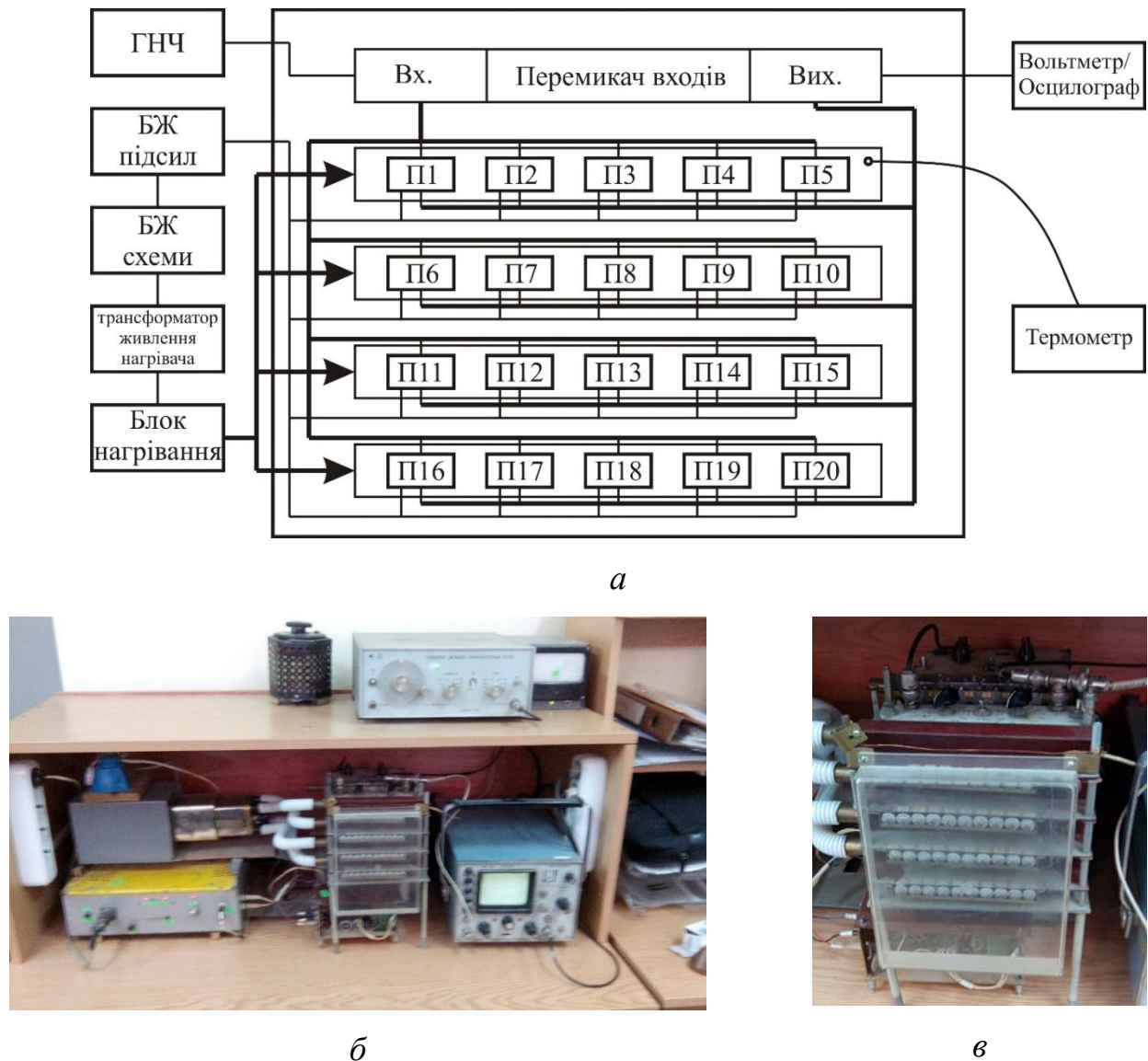


Рис. 4.8. Дослідна установка із застосуванням температурного методу пришвидшеного старіння для дослідження дрейфу коефіцієнта підсилення  $K_u$ : *а* – структурна схема установки; *б* – фотографія установки; *в* – фотографія блоку з досліджуваними підсилювачами

#### 4.2.1. Прогнозування методом теорії викидів від початку експлуатації

Статистичні дані дрейфу коефіцієнта підсилення одного з підсилювачів використано для прогнозування мерехтливих відмов методом на основі теорії викидів на весь час роботи пристрою. Частина вихідних даних та розрахованих

показників, а саме виміри коефіцієнта підсилення  $K_u$ , регресія математичного очікування  $m(t)$ , розраховані відносно регресії відхилення коефіцієнта підсилення  $\Delta_{Ku}$ , квадрат відхилення  $\Delta_{Ku}^2$ , середнє квадратичне відхилення за кожні десять днів  $\sigma$  наведено у табл. 4.4, повні статистичні дані подано у додатку Г.

Таблиця 4.4

Вихідні дані та розраховані показники процесу дрейфу  $K_u$  підсилювача на мікросхемі K157УД2

Дата	$t$ , год	$T$ , °C	$K_u$	$m(t)$	$\Delta_{Ku}$	$\Delta_{Ku}^2$	$\sigma$ (за 80 год)
1	2	3	4	5	6	7	8
17.12.12	0	71	91,1	102,193	11,09302	123,0551	6,886938
18.12.12	8	69	96,4	102,193	5,793023	33,55911	6,886938
27.12.12	80	71	100	102,193	2,193032	4,809388	6,886938
28.12.12	88	71	96,4	102,193	5,793033	33,55923	6,886938
18.2.13	504	70	100	102,1931	2,193085	4,809621	1,755486
19.2.13	512	71	103,5	102,1931	-1,30691	1,708025	1,755486
20.2.13	520	71	102	102,1931	0,193087	0,037282	1,755486
21.2.13	528	69	103,5	102,1931	-1,30691	1,70802	1,755486
22.2.13	536	69	102	102,1931	0,193089	0,037283	1,755486
25.2.13	560	70	98,2	102,1931	3,993092	15,94478	1,755486
3.6.13	1344	70	103	102,1932	-0,80681	0,650943	1,083528
4.6.13	1352	70	103	102,1932	-0,80681	0,650941	1,083528
5.6.13	1360	70	102	102,1932	0,193192	0,037323	1,083528
6.6.13	1368	70	103,5	102,1932	-1,30681	1,707745	1,083528
18.6.13	1464	70	103,5	102,1932	-1,3068	1,707714	1,475167
9.10.13	2368	70	103	102,1933	-0,80668	0,650736	0,994094
10.10.13	2376	70	103	102,1933	-0,80668	0,650735	0,994094
21.10.13	2464	70	103	102,1933	-0,80667	0,650717	0,959191
30.9.14	5216	70	103,6	102,1937	-1,40633	1,977754	0,857853
1.10.14	5224	69	101,8	102,1937	0,393675	0,15498	0,857853

Продовження таблиці 4.4

1	2	3	4	5	6	7	8
26.11.14	5672	70	101,8	102,1937	0,393731	0,155024	0,65556
16.2.15	6328	70	101	102,1938	1,193813	1,425189	1,127006
26.2.15	6408	69	103	102,1938	-0,80618	0,649922	0,90133
4.3.15	6456	70	103	102,1938	-0,80617	0,649912	0,90133
			102,193	102,1934		958,5203	1,295697

У результаті опрацювання статистичних даних отримано таке рівняння регресії математичного очікування:

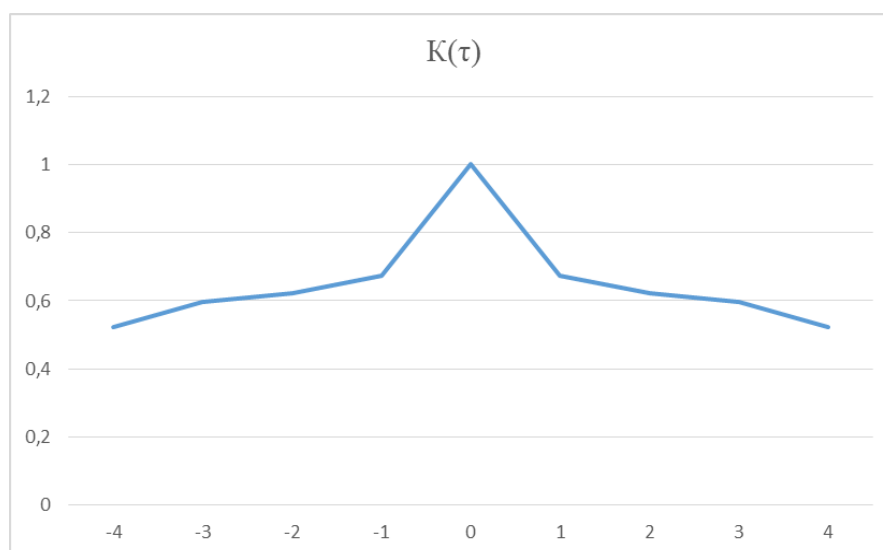
$$m(t) = 102.1518 + 0.000001 \cdot t \quad (4.4)$$

здійснено розрахунок коефіцієнтів автокореляції в разі зсувів статистичних даних на  $\pm 1$ ,  $\pm 2$ ,  $\pm 3$ ,  $\pm 4$ . Розраховані коефіцієнти подано у табл. 4.5 та побудовано кореляційну функцію, яку наведено на рис. 4.9.

Таблиця 4.5

Значення коефіцієнтів кореляції

$\tau$ , дні	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
$K(\tau)$	0,521391	0,598	0,623816	0,67366	1	0,67366	0,623816	0,598	0,521391

Рис. 4.9. Кореляційна функція  $K(\tau)$ , побудована за статистикою

На основі статистичних даних отримано такі параметри для прогнозування:

- математичне очікування значення параметра –  $m(t)=102,1518+0,000001$ ;
- математичне очікування швидкості зміни параметра –  $m_v(t)=0,000001$ ;
- квадратичне відхилення значення параметра –  $\sigma_0=1,295697$ ;
- обрана автокореляційна функція –  $K(\tau)=\sigma_0 \cdot \exp(-\alpha \cdot \tau^2)$ , де  $\alpha=0,3$ .

Обрано нормальні закони щільності розподілу параметра та швидкості, встановлено такі допускові рівні:  $\Delta_1=100$ ,  $\Delta_2=104$ .

За методикою, поданою у пункті 2.2, складено аналітичні залежності та побудовано графіки залежностей з використанням програмного засобу MathCad.

Для вибору форми кореляційної функції побудовано три рекомендовані моделі та їх похідні (рис. 4.10).

Для розрахунків вибрано модель  $K_2(\tau)$ , оскільки вона ближча за поведінку до  $K(\tau)$  побудованої за статистикою, ніж  $K_3(\tau)$ , а модель  $K_1(\tau)$  не підходить, оскільки має розрив у точці  $\tau=0$ . Графічне порівняння вибраної моделі зі статистичними даними подано на рис. 4.11.

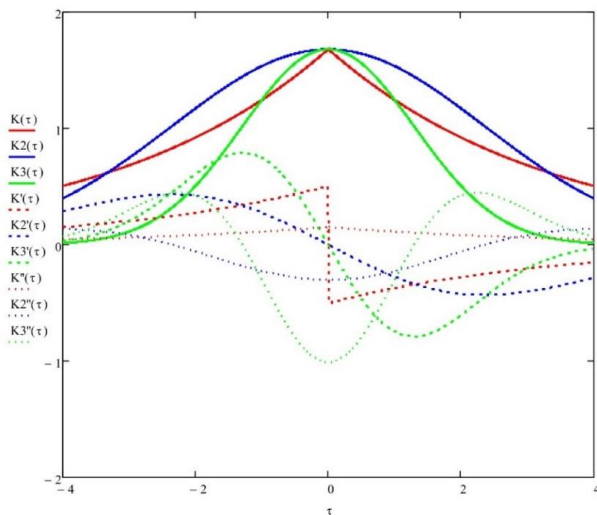


Рис. 4.10. Моделі кореляційних функцій  $K_1(\tau)$ ,  $K_2(\tau)$ ,  $K_3(\tau)$ , їх перші  $K_1'(\tau)$ ,  $K_2'(\tau)$ ,  $K_3'(\tau)$  та другі  $K_1''(\tau)$ ,  $K_2''(\tau)$ ,  $K_3''(\tau)$  похідні

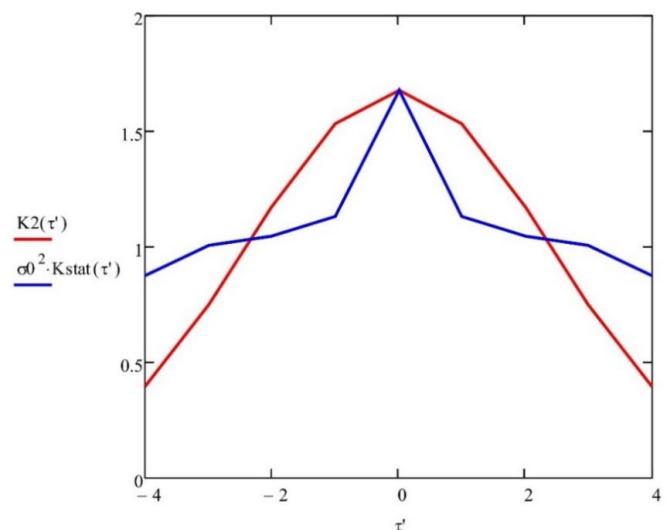


Рис. 4.11. Відображення одержаної моделі  $K_2(\tau)$  та статистично отриманої кореляційних функцій  $\sigma_0^2 \cdot K_{stat}(\tau)$

Графічні залежності отримані для вказаної статистики та прийнятих моделей подано на рис. 4.12.

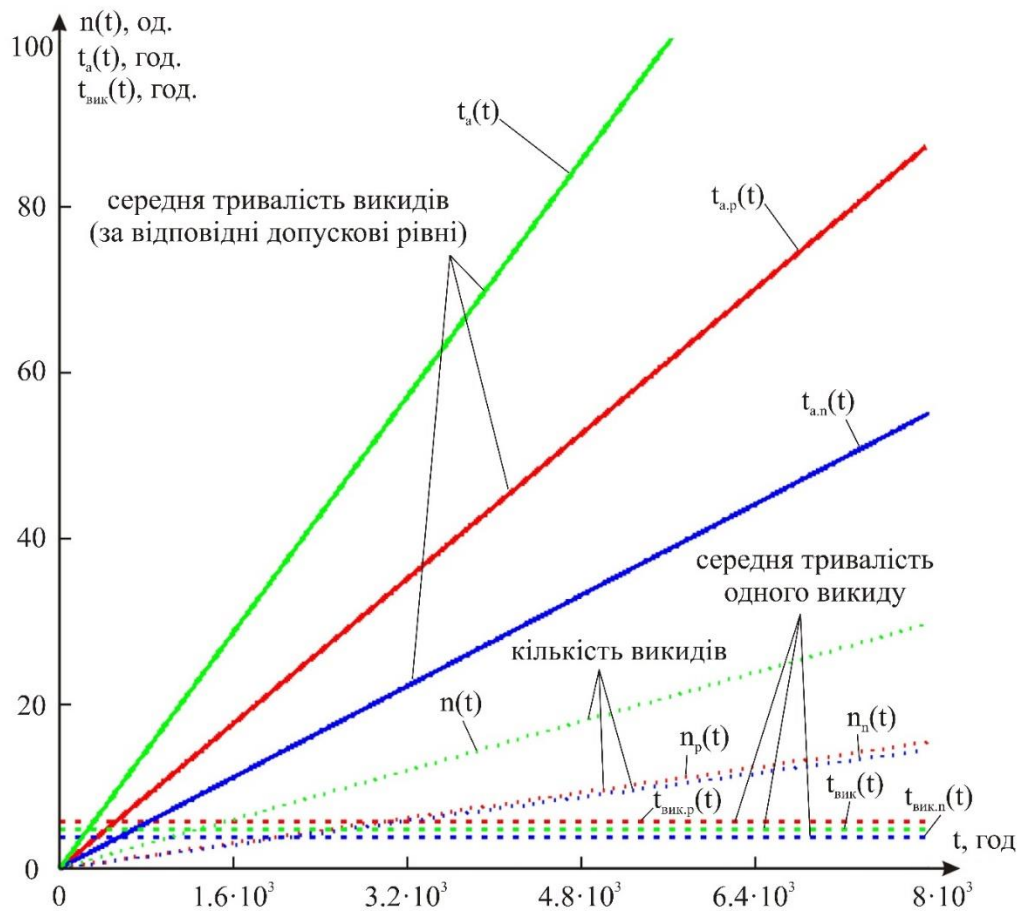


Рис. 4.12. Часові залежності характеристик викидів процесу дрейфу коефіцієнта підсилення:  $t_{a,p}(t)$  – загальна тривалість викидів за верхній допусковий рівень;  $t_{a,n}(t)$  – загальна тривалість викидів за нижній допусковий рівень;  $t_a(t)$  – загальна тривалість викидів;  $n_p(t)$  – кількість викидів за верхній допусковий рівень;  $n_n(t)$  – кількість викидів за нижній допусковий рівень;  $n(t)$  – кількість викидів за обидва допускові рівня;  $t_{\text{вик},p}(t)$  – середня тривалість одного викиду за верхній допусковий рівень;  $t_{\text{вик},n}(t)$  – середня тривалість одного викиду за нижній допусковий рівень;  $t_{\text{вик}}(t)$  – середня тривалість одного викиду за допускові рівні

Для більшої деталізації на рис. 4.13 подано окремо графіки залежності середнього часу тривалості одного викиду.

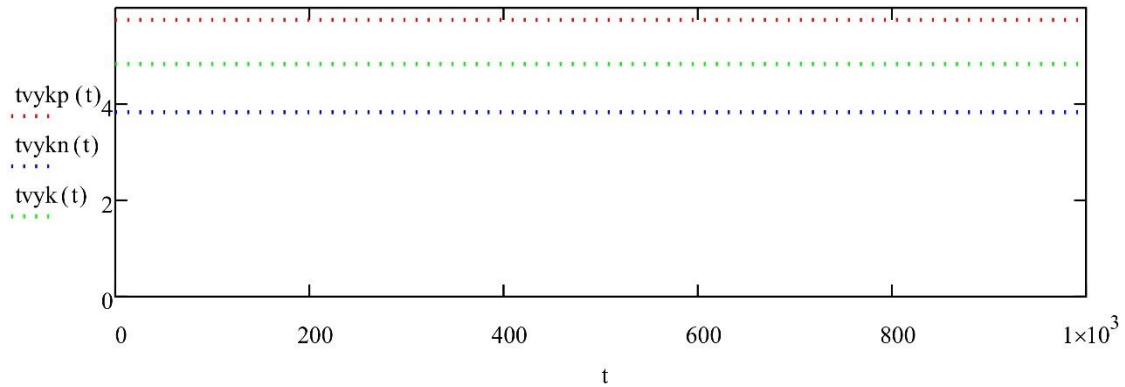


Рис. 4.13. Часові залежності середньої тривалості одного викиду:  $t_{vyk,p}(t)$  – середня тривалість одного викиду за верхній допусковий рівень;  $t_{vyk,n}(t)$  – середня тривалість одного викиду за нижній допусковий рівень;  $t_{vyk}(t)$  – середня тривалість одного викиду за допускові рівні

За допомогою отриманих аналітичних і графічних залежностей можна отримати інформацію про кількість та тривалість викидів за час роботи та середню тривалість одного викиду.

Так на основі отриманих залежностей визначено наступні параметри викидів для різного часу роботи  $T$ :

- для часу роботи  $T=1600$  год:
  - кількість викидів  $n \approx 6$ ;
  - тривалість викидів  $t_a \approx 228$  год;
  - середня тривалість одного викиду  $t_{vyk} \approx 38.4$  год;
- для часу роботи  $T=4800$  год:
  - кількість викидів  $n \approx 18$ ;
  - тривалість викидів  $t_a \approx 684$  год;
  - середня тривалість одного викиду  $t_{vyk} \approx 38,4$  год;
- для часу роботи  $T=8000$  діб:
  - кількість викидів  $n \approx 30$ ;
  - тривалість викидів  $t_a \approx 1140$  год;
  - середня тривалість одного викиду  $t_{vyk} \approx 38,4$  год;



Прогнозування проведено на проміжку до  $T=32000$  год, проте термін може бути збільшено.

Для порівняння на рис. 4.14 подано графік реального дрейфу коефіцієнта підсилення побудованого за статистичними даними з двома допусковими рівнями.

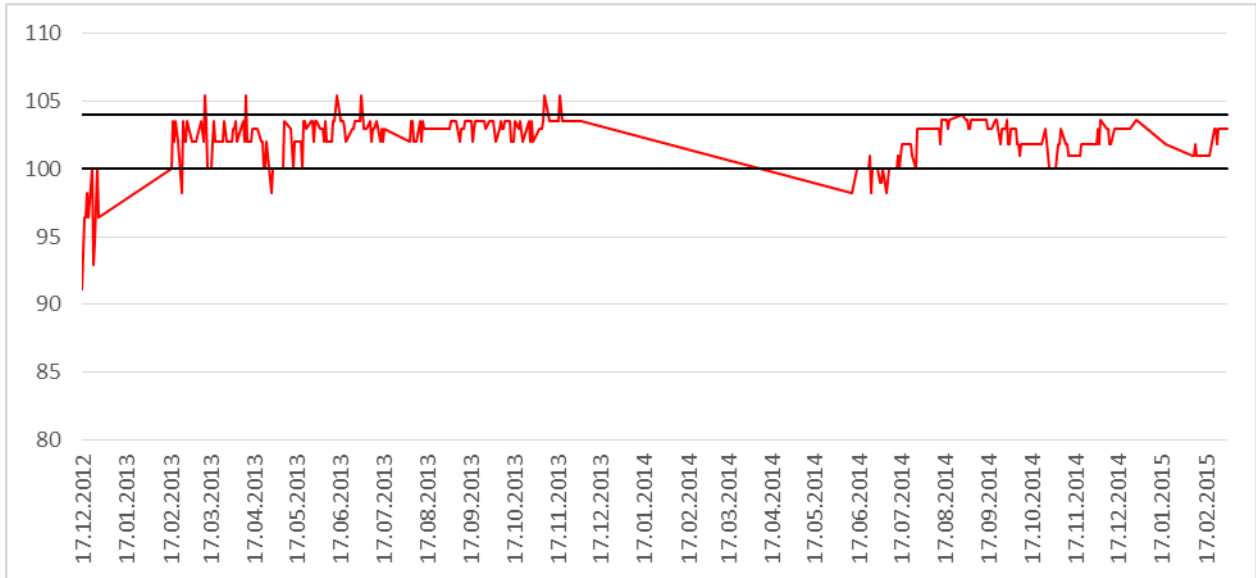


Рис. 4.14. Випадковий процес дрейфу коефіцієнта підсилення за статистичними даними

Аналізуючи залежність, наведену на рис. 4.14, можна зробити висновок, що кількість викидів та їхня тривалість не дуже відрізняються від розрахунково отриманих результатів. Враховуючи усі спрощення, що зменшують точність та імовірнісний характер розрахованих характеристик викидів, встановлено, що метод є працездатним і ефективним.

#### 4.2.2. Прогнозування характеристик викидів на обмежений проміжок часу

Аналогічно до прогнозування характеристик викидів за весь час роботи можна спрогнозувати характеристики викидів за певний проміжок часу. Так при інтегруванні за часом встановлюється нижня межа – час початку  $t_1$ , верхня межа – час завершення  $t_2$ . Відповідно рівняння (2.30, 2.31, 2.34, 2.35) набувають вигляду:

$$n_p(t_1, t_2) = \int_{t_1}^{t_2} \int_0^{\infty} v \cdot f(x = \Delta_2, v, t) dv dt, \quad (4.5a)$$



$$n_n(t_1, t_2) = \int_{t_1}^{t_2} \int_{-\infty}^0 v \cdot f(x = \Delta_1, v, t) dv dt, \quad (4.5б)$$

$$n(t_1, t_2) = n_p(t_1, t_2) + n_n(t_1, t_2), \quad (4.5в)$$

$$t_{vyk,p}(t_1, t_2) = \int_{t_1}^{t_2} \int_{\Delta_2}^{\infty} f(x, t) dx dt, \quad (4.6а)$$

$$t_{vyk,n}(t_1, t_2) = \int_{t_1}^{t_2} \int_{-\infty}^{\Delta_1} f(x, t) dx dt, \quad (4.6б)$$

$$t_{vyk}(t_1, t_2) = t_{vyk,p}(t_1, t_2) + t_{vyk,n}(t_1, t_2), \quad (4.6в)$$

$$t_{ser,p}(t_1, t_2) = \frac{t_{vyk,p}(t_1, t_2)}{n_p(t_1, t_2)}, \quad (4.7а)$$

$$t_{ser,n}(t_1, t_2) = \frac{t_{vyk,n}(t_1, t_2)}{n_n(t_1, t_2)}, \quad (4.7б)$$

$$t_{ser}(t_1, t_2) = \frac{t_{vyk}(t_1, t_2)}{n(t_1, t_2)} = \frac{t_{vyk,p}(t_1, t_2) + t_{vyk,n}(t_1, t_2)}{n_p(t_1, t_2) + n_n(t_1, t_2)}. \quad (4.7в)$$

На основі цих рівнянь проведено розрахунки і побудовано графіки залежностей для статистичних даних наведених у табл. 4.3. Обрано проміжок часу від 4800 до 7200 год.

Графіки отриманих залежностей подані на рис. 4.15.

З рис. 4.15 помітно, що кількість викидів досягає значення у 18 одиниць, загальною тривалістю близько 684 год. Сам графік відображає процес накопичення викидів, їхньої загальної тривалості та значення середньої тривалості одного викиду на прогнозованому проміжку.

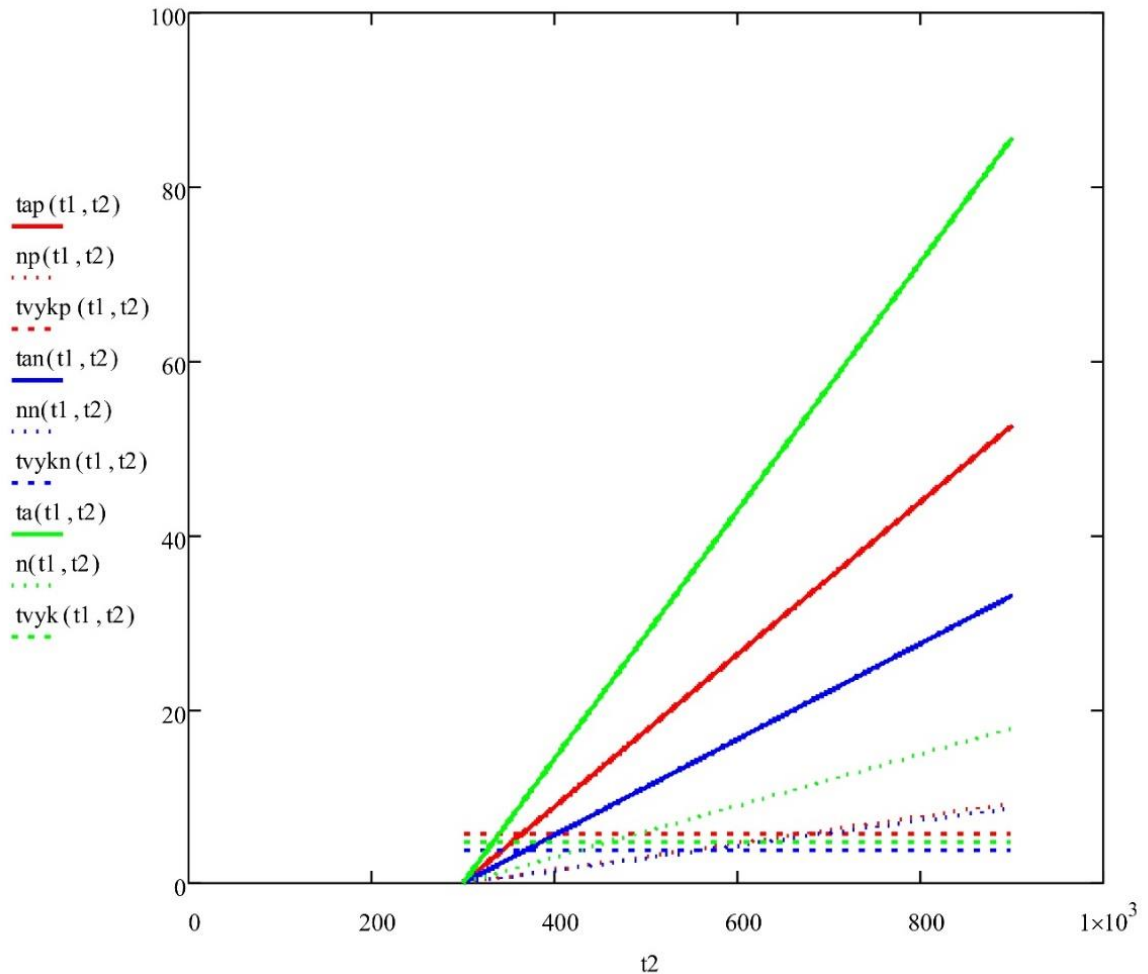


Рис. 4.15. Часові залежності характеристик викидів процесу дрейфу коефіцієнта підсилення на проміжку часу від  $t_1=4800$  год. до  $t_2=7200$  год:  $t_{ap}(t)$  – загальна тривалість викидів за верхній допусковий рівень;  $t_{an}(t)$  – загальна тривалість викидів за нижній допусковий рівень;  $t_a(t)$  – загальна тривалість викидів;  $n_p(t)$  – кількість викидів за верхній допусковий рівень;  $n_n(t)$  – кількість викидів за нижній допусковий рівень;  $n(t)$  – кількість викидів за обидва допускові рівня;  $t_{vyk,p}(t)$  – середня тривалість одного викиду за верхній допусковий рівень;  $t_{vyk,n}(t)$  – середня тривалість одного викиду за нижній допусковий рівень;  $t_{vyk}(t)$  – середня тривалість одного викиду за допускові рівні

### Висновки до розділу

Підтверджено працездатність та ефективність розроблених у розділі 2 методів прогнозування.

Розраховано час наробки до відмови кварцових генераторів за визначальним параметром, частотою, за методом квантильних зон при індивідуальному прогнозуванні, який становить  $1,156 \cdot 10^4$  год для КГ1, та  $4,78 \cdot 10^3$  год для КГ2, що відповідає нормам для апаратури такого класу.

Встановлено відповідність результатів прогнозування статистичним даним під час групового прогнозування підсилювачів на основі ОП за визначальним параметром, коефіцієнтом підсилення, методом квантильних зон, а саме розраховані значення часу наробки до відмови за квантильним рівнем становить 5600 год, а за математичним очікуванням – 26000 год, що підтверджується відмовою одного з підсилювачів через 6400 год.

Прогнозування мерехтливих відмов показало відповідність параметрів викидів отриманих розрахунково реальній картині викидів випадкового процесу дрейфу коефіцієнта підсилення підсилювача низької частоти. Експериментально отримані значення (28 викидів тривалістю 1136 год за 6456 год) близькі до розрахованих значень (30 викидів тривалістю 1140 год за 8000 год).

Працездатність розроблених методів перевірено та підтверджено на етапі першого запуску та припрацювання РЕА в роботі судноремонтного підприємства «ASABA» в особливій кліматичній зоні (тропічний клімат, Екваторіальна Гвінея).

Основні результати наведено та апробовано у [9, 11, 46, 70, 115].

## **РОЗДІЛ 5**

### **ЗАСТОСУВАННЯ РОЗРОБЛЕНИХ МЕТОДІВ ТА МЕТОДИК У ЗАГАЛЬНОМУ ПРОЦЕСІ ОЦІНЮВАННЯ І ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ НАДІЙНОСТІ РЕА**

Надійність РЕА є комплексною характеристикою, що забезпечується і підтримується на усіх стадіях її життєвого циклу. Основними етапами стадії проектування пристрою є науково-дослідні роботи, розроблення технічного завдання, розроблення технічної пропозиції, виготовлення ескізів та макетів, оформлення проектів технічної документації та оформлення дослідного взірця (партії). Стадія виготовлення охоплює послідовність технологічних операцій з надання об'єктам виробництва заданих згідно з призначенням властивостей і послідовність контрольних процедур з оцінювання якості процесі виробництва. Стадія експлуатації складається з процедур нормальної роботи апаратури, профілактичного обслуговування та ремонту [13].

Визначальним чинником забезпечення якості РЕА є застосування оптимальних процесів її виробництва [8, 65, 72, 145, 161].

#### **5.1. Застосування розроблених методів при оцінюванні надійності РЕА**

Сьогодні велика кількість методик розрахунку надійності на етапі проектування та виробництва ґрунтується на розподілі навантажень на елементи та вузли пристроїв, статистиці про їх надійність у апаратурі попереднього покоління. Такі методики застосовують низку різних коефіцієнтів, які дають змогу перекрити впливи неврахованих факторів, що призводить до перевищення заданого рівня і, в результаті, до перевитрат, або недостатньої надійності і, відповідно, до підвищення ризиків, пов'язаних із несправністю апаратури. Тому нашим завданням було покращення оцінювання надійності РЕА з урахуванням дефектності виробництва та можливістю прогнозувати ПН за визначальним параметром.

Розроблені нами аналітичні моделі та графічні залежності дають змогу покращити якість оцінювання надійності апаратури.

На рис. 5.1 подано схематичне зображення нових кроків у процесі забезпечення надійності РЕА протягом усього життєвого циклу.

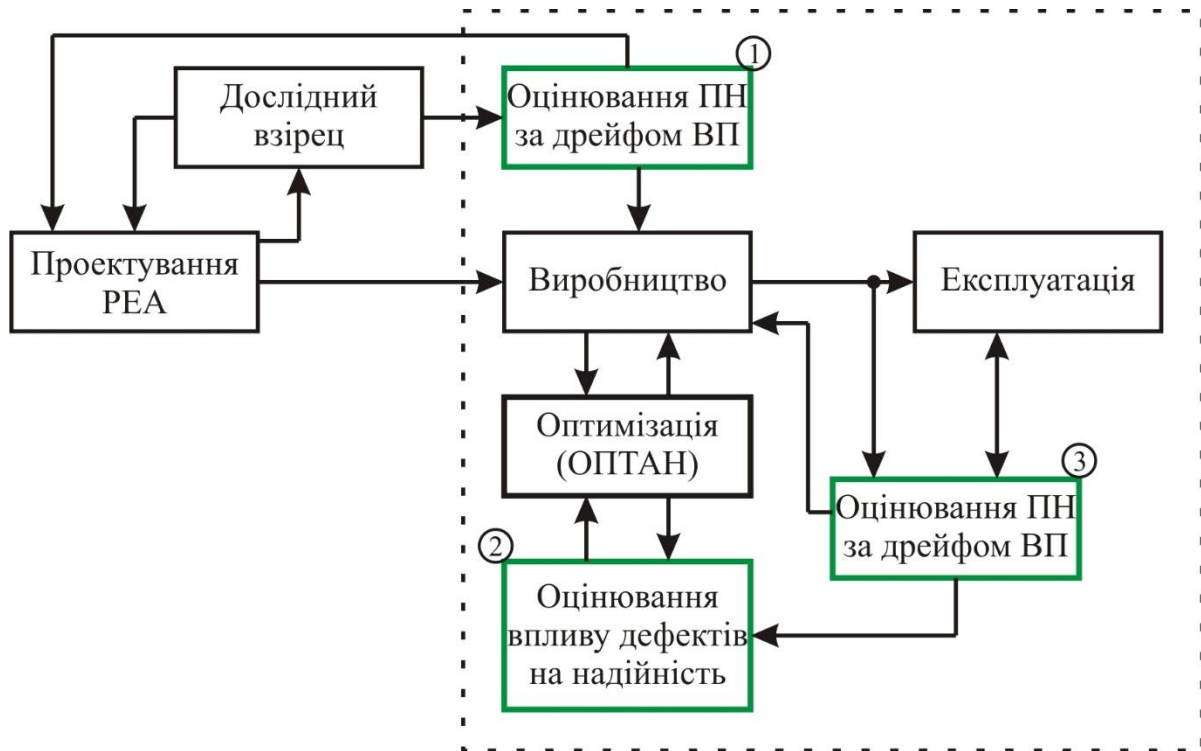


Рис. 5.1. Основні етапи оцінювання і забезпечення надійності РЕА із запропонованими додатковими кроками: 1) оцінювання ПН дослідного зрієця; 2) оцінювання впливу дефектів на надійність РЕА під час оптимізації виробничого процесу; 3) оцінювання ПН готової апаратури

Загалом, як показано на рис. 5.1, в процесі забезпечення надійності РЕА пропонуються такі додаткові кроки: оцінювати параметричну надійність за статистичними даними дрейфу ВП дослідного зрієця та робити висновки про надійність пристрою із урахуванням цього, відповідно до них вносити зміни ще на етап проектування, чи коректувати певні параметри вже на етапі виробництва (1). Отримати дані про дефектність за обраного технологічного процесу із заданими характеристиками можна за допомогою програмного засобу ОПТАН (детально розглянуто у 5.3) [10, 51, 67, 147, 148]. На основі отриманої інформації

розраховують інтенсивність відмов, викликаних саме дефектами і роблять висновки про відповідність надійності пристрою технічним вимогам (2). Після виробництва прогнозують ПН вже серійних пристроїв, і, за необхідності, налагоджують вже готову апаратуру, або впливають на виробництво через зменшення дефектності та/або за допомогою проведення низки процедур коректування ВП, що забезпечать необхідну ПН ще на етапі виробництва (3).

Ці кроки можна повторювати доти, поки не буде досягнуто необхідного рівня надійності РЕА.

Необхідно зауважити, що забезпечення надійності відбувається переважно на етапі виробництва, оскільки на етапі проектування закладається теоретичний максимум надійності, а вже під час виробництва вносяться різні дефекти, які у результаті призводять до зменшення надійності, а усі роботи в цьому напрямі із готовою апаратурою входять у комплекси пусконаладжувальних робіт та технічного обслуговування.

Розглянемо окремо запропоновані кроки.

## **5.2. Оцінювання параметричної надійності за дрейфом ВП**

Прогнозування дрейфу ВП дослідного взірця забезпечується одним з методів представлених у розділі 2.

Залежно від характеру процесу дрейфу параметра обираємо метод прогнозування. Необхідні значення часу наробки до відмови та граничні значення параметрів викидів беруться з технічного завдання і/або відповідно до вимог замовника.

Якщо процес дрейфу є квазідетермінованим, то доцільне застосування методу квантильних зон, результатом є час наробітку до відмови без урахування раптових відмов, і, якщо цей час є меншим ніж середній час наробки до відмови визначений за імовірностями відмов (у багатьох випадках так і є), тоді порівнюємо його з вимогами заданими технічним завданням і робимо висновки щодо його відповідності.

Якщо «так» – переходимо до етапу виробництва. Якщо «ні» – проводимо зміни у проекті, вносимо їх у дослідний взірець, і проводимо прогнозування ще раз. У деяких випадках достатньо провести регулювання за допомогою підстроювальних елементів та вузлів і передати цю інформацію вже на етап виробництва, але бажано провести перевірку на дослідному взірці.

При стаціонарних та квазістаціонарних процесах дрейфу параметра застосовуємо метод прогнозування на основі теорії викидів, враховуючи технічне завдання та умови використання, необхідно визначитись, які викиди є допустимими, а які ні, і, відповідно, граничні значення параметрів допустимих викидів. Потім визначити час, за який прогнозовані параметри викидів досягнуть граничних значень. Порівнюємо його з вимогами, заданими технічним завданням, і робимо висновки щодо його відповідності. Якщо «так» – переходимо до етапу виробництва. Якщо «ні» – проводимо зміни у проекті, вносимо їх у дослідний взірець, і проводимо прогнозування ще раз.

Аналогічно прогнозуємо ПН виготовленої апаратури.

Відповідно до зроблених висновків про відповідність ПН технічному завданню або вимогам замовника можна провести регулювання пристрою вже під час експлуатації, внести зміни у початкові значення прогнозованих параметрів, а також вплинути на покращення роботи пристрою через зменшення дефектності.

### **5.3. Оцінювання впливу дефектів на надійність**

Розраховуємо вплив дефектів на надійність РЕА з використанням аналітичних та графічних залежностей, наведених у розділі 3. Інформацію щодо реальної дефектності апаратури можна одержати за допомогою програмно-методичного комплексу для моделювання та оптимізації процесів забезпечення якості РЕА на стадії виробництва «ОПТАН», який розроблено на кафедрі теоретичної радіотехніки та радіовимірювань Національного університету «Львівська політехніка».

Призначення та структура комплексу ОПТАН описано в [10].

Комплекс ОПТАН призначений для розв'язання низки практичних задач, серед яких:

- побудова формалізованих, структурних та математичних моделей технологічних процесів, придатних для проведення комплексних досліджень виробничо-технологічних процесів серійного виготовлення РЕА будь-якого призначення, складності тощо;

- аналіз ефективності базових технологічних процесів за результатами оцінки ефективності організації системи контролю, порівняння різних варіантів організації технологічних процесів, що дає змогу обґрунтовано вибрати раціональний варіант та стратегію контролю;

- оптимізація технологічного процесу через оптимізацію процедур контролю за критеріями якості та надійності РЕА, формування оптимальних вимог до контрольних операцій, переліку контрольованих параметрів, підбору відповідного контрольованого обладнання тощо.

Результатом вирішення цих задач є вибір раціональної структури організації контролю технологічного процесу, який забезпечує відповідний рівень якості та надійності РЕА за мінімальних сумарних витрат.

Комплекс ОПТАН [149] універсальний та зручний у практичному застосуванні програмний продукт, оскільки він побудований за функціонально-модульним принципом у межах єдиного програмного та інформаційного поля. Використання модульного принципу дає змогу доповнювати комплекс новими функціональними модулями без зміни його структури. Структура комплексу містить три інформаційно та програмно пов'язаних поля базових модулів – поле обчислювальних модулів, призначених для реалізації відповідних обчислюваних процедур; поле оптимізаційних модулів, призначених для реалізації відповідного методу оптимізації; поле допоміжних та сервісних модулів, призначених загалом для забезпечення діалогового режиму, введення/виведення інформації, контролю роботи комплексу тощо. Доповнюється комплекс універсальною бібліотекою моделей досліджуваних технологічних процесів та інформаційною базою даних, яка містить усю необхідну інформацію про конкретний технологічний процес, це



вся наявна технологічна документація, інформація стосовно дефектів та браку, витрати на їх виявлення та усунення в процесі виробництва та експлуатації тощо.

На основі отриманої за допомогою ОПТАН інформації про вихідну дефектність РЕА після етапу виробництва, і отриманої при виробництві та експлуатації аналогічної апаратури, чи її окремих блоків, статистичні дані (залежність) імовірності відмови через дефекти, які можуть виникнути упродовж виробництва апаратури, можна розрахувати інтенсивність відмов, зумовлених саме дефектами.

Після цього потрібно, порівнявши цю інтенсивність із значенням заданим у ТЗ чи враховуючи її, визначити повну інтенсивність відмов цієї апаратури, порівняти із тією, що задана в ТЗ (або замовником апаратури), встановити потребу у її зменшенні. Зменшувати інтенсивність відмов викликані дефектами також можна за недостатньої параметричної надійності.

У разі необхідності зменшення інтенсивності відмов, зумовлених дефектами, використовуємо той самий спосіб у зворотному порядку. Результатом проведення розрахунків буде допустима імовірність наявності дефектів у апаратурі після виробництва. Отриману імовірність можна застосувати у програмі ОПТАН під час оптимізації.

#### **5.4. Розроблення програми розрахунку за запропонованими методами оцінювання надійності РЕА**

Запропонована в розділі 5.1 методика підвищення ефективності оцінювання надійності РЕА, з огляду на сучасний розвиток комп'ютерної техніки та інформаційних технологій і їх впровадження у розроблення та виробництво радіоелектронної апаратури, потребує програмний пакет, який дасть змогу провести розрахунки за допомогою розроблених методів.

Для вирішення цієї задачі розробляється програмний засіб для проведення розрахунків за запропонованими методами. Програмний засіб має проводити розрахунки та будувати графічні моделі за обраним методом для обраних моделей та заданих початкових даних.

Відповідно до поставленої задачі розроблено структурну схему графічного інтерфейсу програми (рис. 5.2).

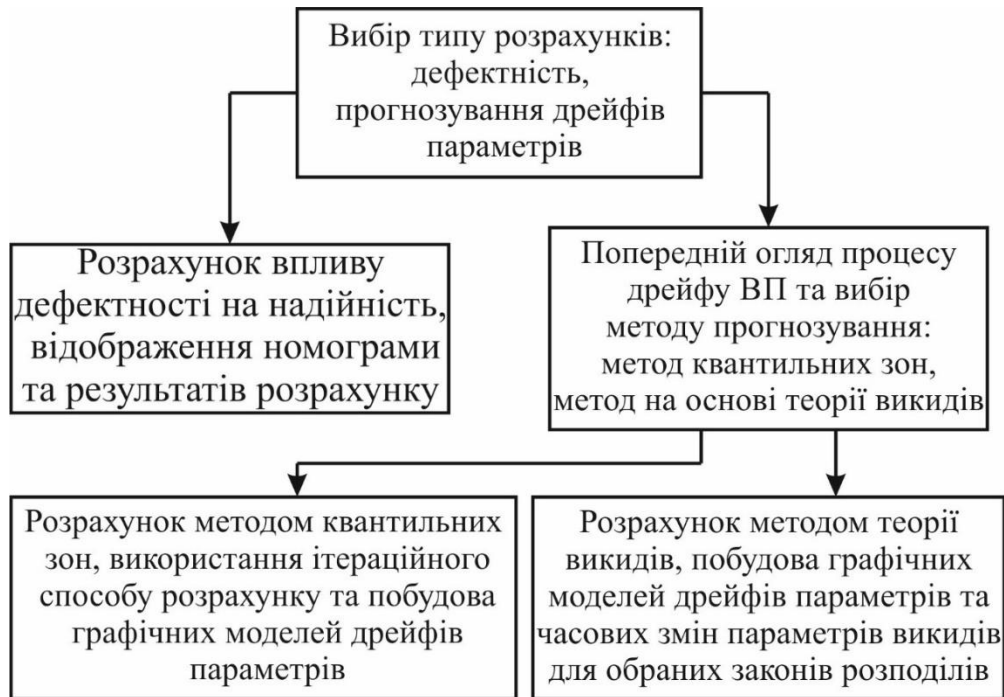


Рис. 5.2. Структура графічного інтерфейсу програмного засобу для запропонованих методів оцінювання надійності

Мовою програмування для цього програмного засобу обрано мову програмування Java. Java є об'єктно орієнтованою мовою програмування, відповідно до цього, програми, що написані нею, складаються з низки, так званих, віртуальних об'єктів, кожен з яких має свої параметри та властивості, виконує покладені на нього функції [154]. Такі об'єкти створюються і руйнуються під час виконання програми відповідно до потреб у кожному з об'єктів. Віртуальні об'єкти формуються за спеціально написаним кодом, який називається класом (class), у такому разі кожен вид об'єктів має свій клас, з якого можна сформувати декілька однотипних об'єктів, і кожному з цих об'єктів можна надати різні параметри [114]. Розробники мови програмування Java та користувачі сформували величезну бібліотеку поширених класів, якими може користуватись кожен. Тому для розроблення програми необхідно розробити класи об'єктів, які виконуватимуть особливі функції заданої програми, використовуючи вже наявні класи.

З огляду на структур відображення програми, та підхід до програмування розроблено структуру програмного засобу (рис. 5.3).

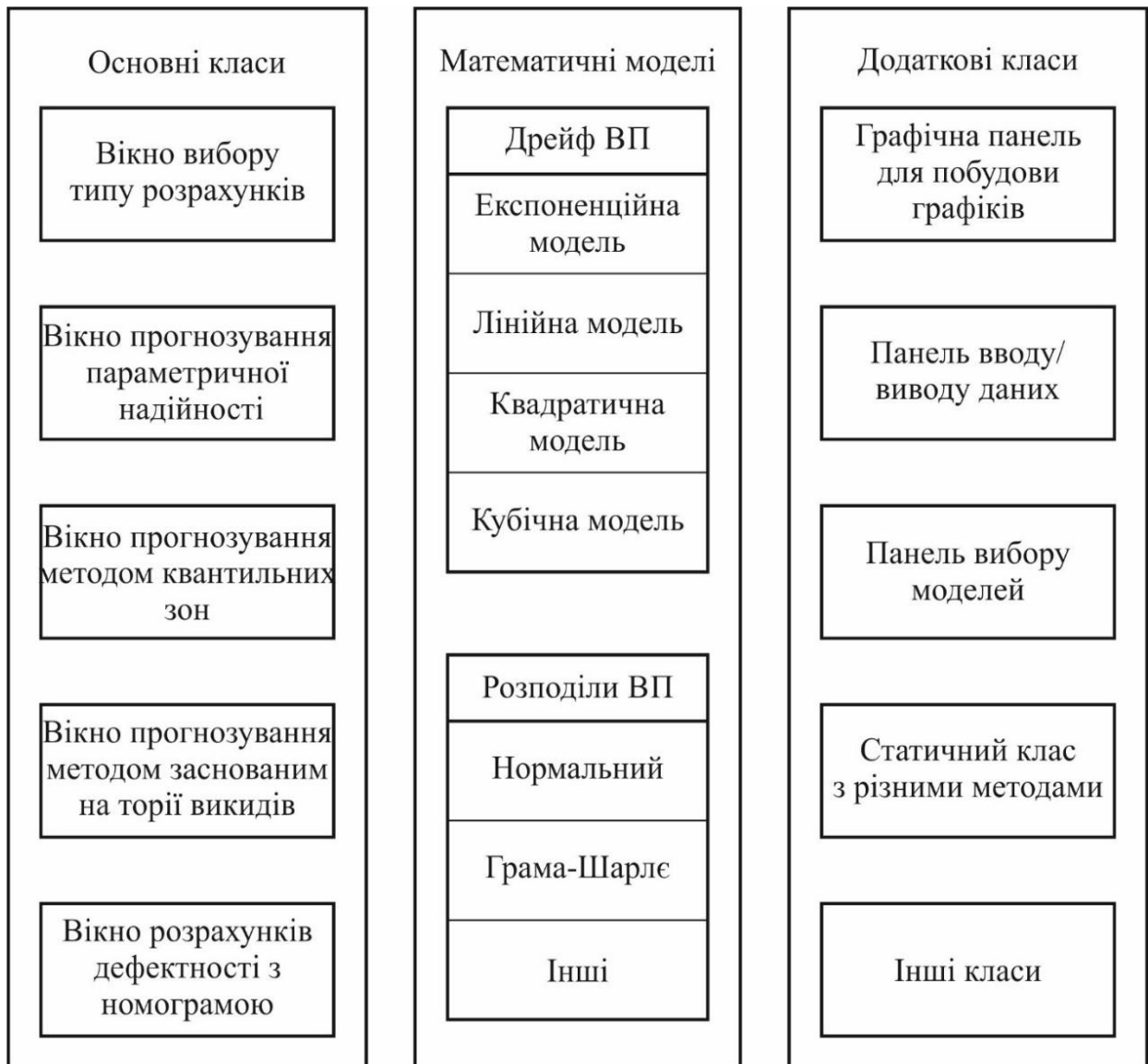


Рис. 5.3. Структура класів об'єктів програмного засобу для запропонованих методів оцінювання надійності

За цією структурою програма містить п'ять класів, які відповідають за вікна графічного інтерфейсу для оцінювання надійності, класи з моделями дрейфів параметрів та законів розподілів, а також сукупність додаткових класів, із яких декілька є розширенням наявних стандартних класів і відповідають за формування окремих елементів графічного інтерфейсу, таких як, графіки, поля введення даних та виведення результатів і елементи вибору моделей. Також важливим є статичний клас з різними методами розрахунків, збереження чи

завантаження даних тощо, та різні додаткові класи такі як: крапка (містить координати та колір крапки); контейнер моделі, який містить сукупність крапок окремої моделі та назву цієї моделі.

Запропонований ПЗ дає можливість вибрати завдання: розрахунок впливу дефектності на надійність, або прогнозування ПН за ВП. На рис. 5.4 наведено вікно запуску програми та вибору типу розрахунків: Drift Prediction - прогнозування дрейфів параметрів; Defectiveness - розрахунок впливу дефектів.

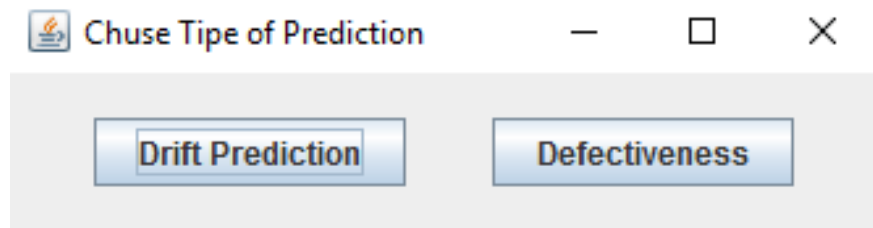


Рис. 5.4. Вікно запуску програми.

На початку прогнозування ПН здійснюється огляд моделей дрейфів ВП побудованих за статистичними даними. На основі загального вигляду цих графічних моделей вибирається метод прогнозування (розрахунок методом квантильних зон, розрахунок методом на основі теорії викидів). На рис. 5.5 наведено вигляд вікна попереднього перегляду моделей дрейфу параметра та вибору метода прогнозування запропонованих у розділі 2.

Для прикладу, на рис. 5.6 наведено вікно прогнозування дрейфу параметра методом квантильних зон. У цьому вікні є поля, у які вводяться характеристики моделі процесу дрейфу, за якими розраховуються за допомогою ітераційного методу розрахунку середній час нароби на відмову і моменти перетину квантильними кривими ДР, а також відображаються графічні залежності моделей дрейфу ВП.

При розрахунку параметрів мерехтливих відмов методом на основі теорії викидів ПЗ дає можливість отримати графічні залежності параметрів викидів процесу дрейфу у заданому часовому інтервалі для запропонованих раніше моделей дрейфів параметрів та різних поширених законів розподілу.



Рис. 5.5. Вікно попереднього перегляду процесу дрейфу параметра та вибору метода прогнозування

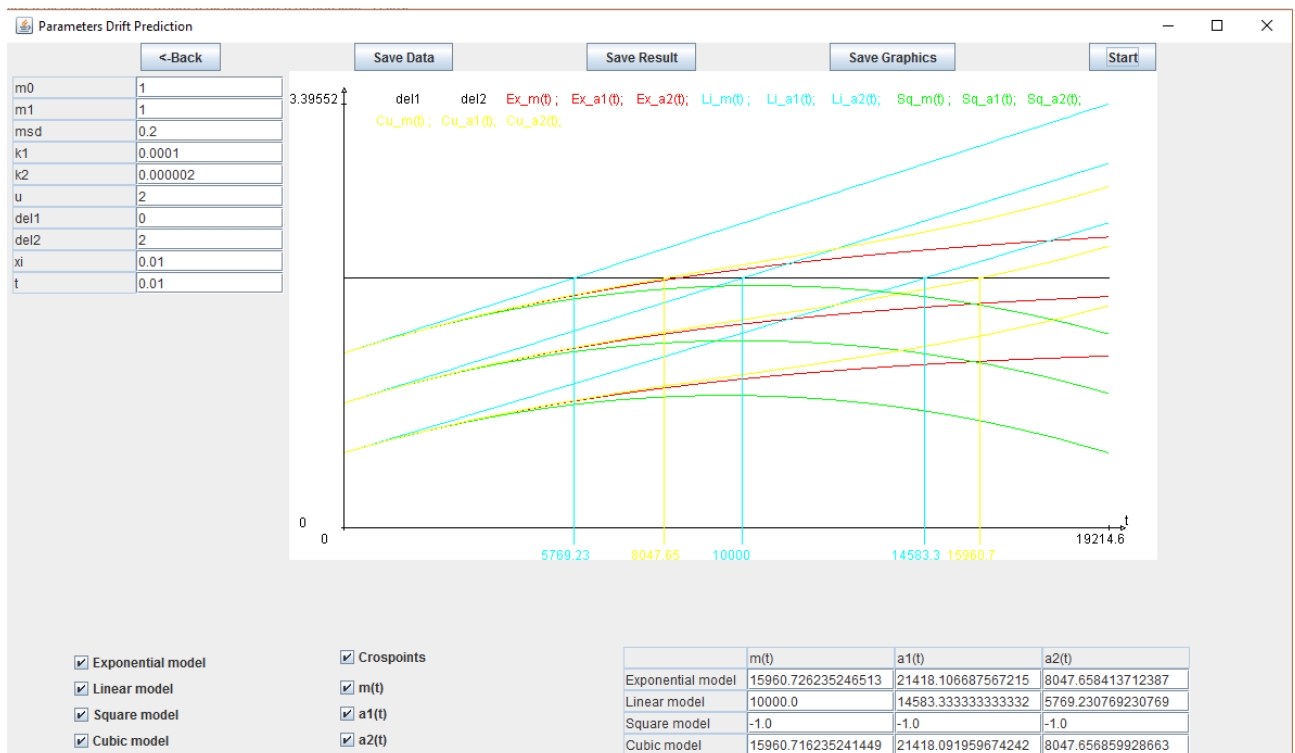


Рис. 5.6. Вікно прогнозування дрейфу параметра методом квантильних зон

При розрахунку впливу дефектності на надійність ПЗ дає можливість розрахувати невідомий параметер за трьома відомими:  $t$  – час;  $\lambda$  – інтенсивність

відмов пристрою;  $P_{відм}(t)$  – імовірність того, що наявні дефекти призведуть до відмови;  $P_{деф}$  – імовірність пропуску дефектів системи при її виробництві (див. розділ 3); та побудувати номограму в околі заданих точок, що дозволяє оцінити зміну вибраного параметра.

### **Висновки до розділу**

Розроблено алгоритм застосування запропонованих методів та методик у загальному процесі забезпечення надійності РЕА для підвищення ефективності її оцінювання. Запроваджені кроки дають можливість застосувати методи прогнозування параметричної надійності за дрейфом визначального параметра по декілька разів під час усього життєвого циклу апаратури, а особливо на етапі виробництва, та розраховувати вплив дефектів на надійність апаратури на етапі виробництва.

Запропоновано програмний засіб для проведення розрахунків розробленими методами, що зменшує час підготовки на 3-10 год та підвищує швидкість розрахунків на 10%.

Основні результати наведено та апробовану у [45, 164].

## ВИСНОВКИ

У дисертаційній роботі розв'язано актуальне наукове завдання розроблення методів прогнозування параметричної надійності за визначальними параметрами для різних характерів їх дрейфів з урахуванням впливу виробничої дефектності на безвідмовність, зокрема:

1. Розроблено метод на основі теорії викидів випадкових процесів для проведення розрахунків кількості та тривалості збоїв, зумовлених короткочасними виходами визначального параметра за допускові рівні при квазістаціонарному або стаціонарному процесі дрейфу. Запропоновано аналітичні залежності для розрахунку кількісних показників збоїв та мерехтливих відмов. Побудовано графічні залежності параметрів викидів у часі вибраних моделей випадкових процесів дрейфів визначальних параметрів, що показують можливість використання методу при різних характерах дрейфів.

2. Запропоновано метод для визначення гарантованого часу наробки до відмови за математичним очікуванням і моментів часу тимчасової та повної втрати працездатності за допомогою квантилів. Новизна методу квантильних зон полягає в тому, що запровадження понять квантильної кривої та квантильної зони дає можливість урахувати вплив флуктуаційної складової квазідетермінованого процесу дрейфу визначального параметра. Побудовано кубічну апроксимаційну модель; запропоновано ітераційний спосіб розрахунку при використанні неалгебраїчних моделей дрейфу визначального параметра та проведено

дослідження похибки гарантованого часу наробки до відмови в залежності від коефіцієнтів зміни монотонної та флуктуаційної складових.

3. На основі дослідження впливів дефектів на інтенсивність відмов розроблено аналітичну модель для її розрахунку, доповнену графіками та номограмою для оперативного аналізу надійності за поточною інформацією про стан конкретного виробництва. Використання номограми дає можливість за інформацію про поточний рівень дефектності та її критичність розрахувати інтенсивність відмов в заданий момент часу за декілька секунд.

4. Придатність та ефективність методу квантильних зон при індивідуальному прогнозуванні параметричної надійності підтверджено експериментально за дрейфом частоти кварцових генераторів: розрахований середній час наробки до відмови становить  $1,156 \cdot 10^4$  год для КГ1 і  $4,78 \cdot 10^3$  год для КГ2, що відповідає нормам для пристроїв такого класу.

5. Придатність та ефективність методу квантильних зон при груповому прогнозуванні підтверджено експериментально за дрейфом коефіцієнта підсилення підсилювача на основі ОП: час наробки до відмови становить за квантильним рівнем 5600 год, а за математичним очікуванням – 26000 год, що підтверджується відмовою одного з підсилювачів через 6400 год. Додатково підтверджено на статистиці дрейфу точності калібраторів осцилографів С1-35 і визначено такі значення гарантованого часу роботи:  $T_{гар.ф1}=1422$  год,  $T_{гар.у}=6500$  год,  $\Delta T_{гар}=T_{гар.у}-T_{гар.ф1}=5078$  год.



6. Придатність та ефективність методу на основі теорії викидів підтверджено експериментально на статистиці дрейфу коефіцієнта підсилення підсилювачів низької частоти: розраховані параметри викидів випадкового процесу дрейфу (30 викидів тривалістю 1140 год за 8000 год) відповідають експериментально отриманим даним (28 викидів тривалістю 1136 год за 6456 год) для близько розміщених допускових рівнів.

7. Працездатність розроблених методів перевірено і підтверджено на етапі першого запуску і припрацювання РЕА на судноремонтному підприємстві «ASABA» в особливій кліматичній зоні (тропічний клімат, Екваторіальна Гвінея).

8. Розроблено алгоритм застосування запропонованих методів та методик у загальному процесі забезпечення надійності РЕА для підвищення ефективності її оцінювання.

9. Запропоновано програмний засіб для проведення розрахунків розробленими методами, що зменшує час підготовки на 3-10 год та підвищує швидкість розрахунків на 10% у порівнянні з програмним комплексом MathCad.

## СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Бабаков М. Ф. Оптимизация управления / М. Ф. Бабаков, И. И. Дерюга // Радиоэлектроника і комп'ютерні системи. – 2007. – № 7(26). – С. 207–211.
2. Барлоу Р. Математическая теория надежности / Р. Барлоу, Ф. Прошан. – М. : Советское радио, 1969. – 488 с.
3. Баронс П. П. Надежность и качество механических систем / П. П. Баронс, А. В. Звиедрис, Н. К. Салениекс. – Рига : Авотс, 1982. – 85 с.
4. Белов В. П. О понятиях «надёжность» и «безопасность» технических систем с позиций разработчиков / В. П. Белов, А. Д. Голяков, С. Я. Старков / Методы менеджмента качества. – 2003 – № 10 – С. 46–49.
5. Бобало Ю. Я. Дослідження похибки визначення гарантованого часу роботи при квазідетермінованих процесах дрейфу параметрів / Ю. Я. Бобало, М. Д. Кіселичник, Л. А. Недоступ, П. М. Заярнюк // Матер. II Міжнар. наук.-практ. конф. «Фізико-технологічні проблеми радіотехнічних пристроїв, засобів телекомунікацій, нано- та мікроелектроніки» 25–27 жовтня 2012 р. – Чернівці : ЧНУ, 2012. – С. 37.
6. Бобало Ю. Я. Імовірнісна формалізація процесів утворення, виявлення і пропуску дефектів на стадіях життєвого циклу РЕА / Ю. Я. Бобало, Л. А. Недоступ, М. Д. Кіселичник, О. В. Лазько // Вісник Нац. ун-ту «Львівська політехніка». – 2007. – № 595: Радиоэлектроника та телекомунікації. – С. 57–61.
7. Бобало Ю. Я. Керування процесами формування та контролю заданих властивостей у виробництві електронних пристроїв / Ю. Я. Бобало, Л. А. Недоступ, М. Д. Кіселичник // Вісник Нац. ун-ту «Львівська політехніка». – 2009. – № 637: Электроэнергетичні та електромеханічні системи. – С. 7–11.
8. Бобало Ю. Я. Моделювання та керування процесами формування та контролю якості радіоелектронної апаратури / Ю. Я. Бобало // Восточно-европейский журнал передовых технологий. – 2009. – № 2/3 (38). – С. 11–13.

9. Бобало Ю. Я. Прогнозування параметричної надійності радіоелектронної апаратури при двосторонньому обмеженні дрейфу визначального параметра / Ю. Я. Бобало, А. П. Бондарєв, Л. А. Недоступ, М. Д. Кіселичник, П. М. Заярнюк // Технологічний аудит та резерви виробництва. – Харків, 2015. – № 3/2(23). – С. 79–83.
10. Бобало Ю. Я. Програмно-методичний комплекс для моделювання та оптимізації процесів забезпечення якості РЕА на стадії виготовлення / Ю. Я. Бобало, А. П. Бондарєв, М. Д. Кіселичник, О. В. Надобко, Л. А. Недоступ, П. В. Тарадаха, Л. В. Чарун, Т. В. Шестакевич // Вісник Нац. ун-ту «Львівська політехніка». – 2012. – № 738: Радіоелектроніка та телекомунікації. – С. 206–211.
11. Бобало Ю. Я. Розроблення методу прогнозування параметричної надійності сумісно працюючих працюючих пристроїв / Ю. Я. Бобало, Л. А. Недоступ, М. Д. Кіселичник, П. М. Заярнюк, П. В. Тарадаха // Матер. IV Міжнар. наук.-практ. конф. «Фізико-технологічні проблеми радіотехнічних пристроїв, засобів телекомунікацій, нано- та мікроелектроніки», 23–25 жовтня 2014 р. – Чернівці : Місто, 2014. – С. 46.
12. Бобало Ю. Я. Системний аналіз якості виробництва прецизійної радіоелектронної апаратури : [монографія] / Ю. Я. Бобало, М. Д. Кіселичник, Л. А. Недоступ ; за ред. Л. А. Недоступа. – Львів : Держ. ун-т «Львівська політехніка», 1996. – 168 с.
13. Бобало Ю. Я. Якість, надійність радіоелектронної апаратури / Ю. Я. Бобало, Л. А. Недоступ, М. Д. Кіселичник. – Львів : Видавництво Львівської політехніки, 2013. – 214 с.
14. Боровиков С. М. Надежность радиоэлектронных средств : учеб.-метод. пособ. / С. М. Боровиков. – Минск : БГУИР, 2007. – 125 с.
15. Ватутин В. А. Вероятностные методы в физических исследованиях / В. А. Ватутин, Т. М. Телевинова, В. П. Чистяков. – М. : Наука, 1985. – 207 с.

16. Вентцель Е. С. Теория случайных процессов и ее инженерные приложения. Физико-математическая б-ка инженера // Е. С. Вентцель, Л. А. Овчаров. – М. : Наука. –1991. – 384 с.
17. Волков И. К. Случайные процессы : учеб. для вузов / И. К. Волков, С. М. Зуев, Г. М. Цветкова ; [под ред. В. С. Зарубина, А. П. Крищенко]. – М. : Изд-во МГТУ им. Н. Э. Баумана, 1999. – 448 с.
18. Волков Л. И. Надежность летательных аппаратов / Л. И. Волков, А. М. Шишкевич. – М. : Высшая школа, 1975. – 296 с.
19. Вопросы математической теории надежности / [Е. Ю. Барзилович, Ю. К. Беляев, В. А. Каштанов и др.] ; под ред. Б. В. Гнеденко. – М. : Радио и связь, 1983. – 376 с.
20. Гаскаров Д. В. Прогнозирование технического состояния и надежности радиоэлектронной аппаратуры / Д. В. Гаскаров, Т. А. Голинкевич, А. В. Мозгалеvский. – М. : Сов. Радио, 1979. – 224 с.
21. Герцбах И. Б. Модели отказов / И. Б. Герцбах, Х. Б. Кордонский. – М. : Сов. Радио, 1966. – 166 с.
22. Глаголев Н. А. Курс номографии / Н. А. Глаголев. – М. : Высшая шк., 1961. – 270 с.
23. Глазунов Л. П. Проектирование технических систем диагностирования / Л. П. Глазунов, А. Н. Смирнов. – Ленинград : Энергоатомиздат, 1982. – 168 с.
24. Глазунов Л. П. Основы теории надежности автоматических систем управления / Л. П. Глазунов, В. П. Грабовецкий, О. В. Щербаков. – Ленинград : Энергоатомиздат, 1984. – 208 с.
25. Гмурман В. Е. Руководство к решению задач по теории вероятности и математической статистике : учеб. пособ. / В. Е. Гмурман. – М. : Юрайт, Высш. шк., 2009. – 480 с.
26. Гнеденко Б. В. Математические методы в теории надежности / Б. В. Гнеденко, Ю. К. Беляев, А. Д. Соловьев. – М. : Наука, 1965. – 524 с.

27. Гнеденко Б. В. Курс теории вероятностей / Б. В. Гнеденко – [7-е изд.]. – М. : УРСС, 2001. – 448 с.
28. ГОСТ РВ 0027-011-2008. Надежность военной техники. Система технического обслуживания. Общий порядок задания требований и оценки их выполнения: ГОСТ РВ 0027-011-2008. [Дата введения 2009-01-01]. – М. : Стандартинформ, 2009. – 16 с.
29. ГОСТ 27.003–90. Состав и общие правила задания требований по надежности. ГОСТ 27.003–90. [Дата введения 1992-01-01]. – М. : Государственный комитет СССР по управлению качеством продукции и стандартам, 1994. – 27 с.
30. Гродзенский С. Я. Универсальное распределение моментов отказов изделий / С. Я. Гродзенский, В. Т. Домрачев // Измерительная техника. – 2002. – № 7. – С. 24–26.
31. Гудков М. В. Методика прогнозування надійності радіоелектронного обладнання при експлуатації за станом з контролем параметрів / М. В. Гудков // Системи озброєння та військова техніка. – 2010. – № 4(24). – С. 32–35.
32. Гусев А. Малые выборки при оценке работоспособности и надежности электронных компонентов / А. Гусев, Э. Лидский, О. Мироненко // Chip News. – 2002. – № 1. – С. 52–55.
33. Демидович Б. П. Основы вычислительной математики / Б. П. Демидович, И. А. Марон – М.: Физматгиз, 1963. – 660 с.
34. Дружинин Г. В. Надежность автоматизированных производственных систем / Г. В. Дружинин. – М. : Энергоатомиздат, 1986. – 480 с.
35. ДСТУ 2992-95. Вироби електронної техніки. Методи розрахунку надійності: ДСТУ 2992-95. – [Чинний від 1996-01-01]. – К. : Держстандарт України. – 76 с.

36. ДСТУ 2862-94. Надійність техніки. Методи розрахунку показників надійності. Загальні вимоги: ДСТУ 2862-94. – [Чинний від 1996-01-01]. – К. : Держстандарт України. – 39 с.
37. ДСТУ 3004-95. Надійність техніки. Методи оцінки показників надійності за експериментальними даними: ДСТУ 3004-95. – [Чинний від 1996-01-01]. – К. : Держстандарт України. – 122 с.
38. ДСТУ 3942-99. Надійність техніки. Плани випробувань для контролю середнього наробітку до відмови (на відмову). – Ч. 2: Дифузійне розподіл: ДСТУ 3942-99. – [Чинний від 01.07.00]. – К. : Держстандарт України 1999. – 34 с.
39. ДСТУ 2863-94. Надійність техніки. Програма забезпечення надійності. Загальні вимоги: ДСТУ 2863-94. – [Чинний від 1994-08-12]. – К. : Держстандарт України 1994. – 37 с.
40. ДСТУ 2860-94. Надійність техніки. Терміни та визначення: ДСТУ 2860-94. – [Чинний від 1996-01-01]. – К. : Держстандарт України, 1994. – 90 с. – (Національний стандарт України).
41. ДСТУ 2504-94. Засоби обчислювальної техніки. Відмовостійкість і живучість. Методи випробувань. – [Чинний від 01.07.95]. – 45 с.
42. Енциклопедичний навчальний довідник. / [за ред. Ю. Л. Мазора, Є. А. Мачуського, В. І. Правди]. – К. : Вища школа, 1999. – 838 с.
43. Заярнюк П. М. Дослідження системи станів «дефектність – безвідмовність» радіоелектронних пристроїв / П. М. Заярнюк // 15-й Междунар. молодежний форум «Радиоелектроника и молодеж в XXI веке» : Сб. матер. форуму. Т. 2. – Харьков : ХНУРЭ. 2011. – С. 93–94.
44. Заярнюк П. М. Номографічний опис  $(\lambda, P)$ -моделі надійності радіоапаратури / П.М. Заярнюк // Вісник національного університету «Львівська політехніка». Радіотехніка та телекомунікації. – Львів : Видавництво Львівська Політехніка. – 2011. – № 705. – С. 247–249.

45. Заярнюк П. М. Підвищення ефективності процесу оцінювання надійності радіоелектронної апаратури / П. М. Заярнюк, М. Д. Кіселичник, Л. А. Недоступ // Фізико-технологічні проблеми передавання, обробки та зберігання інформації в інфокомунікаційних системах, V Міжнар. наук.-практ. конф., 3–5 листопада 2016 р. : матер. конф. – Чернівці: Місто, 2016. – С. 55-56.
46. Заярнюк П. М. Прогнозування надійності радіоелектронної апаратури методом викидів при двосторонньому обмеженні / П. М. Заярнюк, М. Д. Кіселичник, Л. А. Недоступ // МНПК «Современные информационные и электронные технологии», 25–29 травня 2015 р. – Одеса. – С. 180–181.
47. Зіньковський Ю. Ф. Визначення показників надійності в системах автоматизованого проектування радіоелектронних пристроїв / Ю. Ф. Зіньковський, Б. М. Уваров // Вісник НТУУ «КПІ»: Радіотехніка. Радіоапаратобудування. – 2012. – № 50. – С. 36–46.
48. Каленкович Н. И. Радиоэлектронная аппаратура и основы ее конструкторского проектирования : учеб.-метод. пособ. / Н. И. Каленкович. – Минск : БГУИР, 2008. – 200 с.
49. Капур К. Надежность и проектирование систем / К. Капур, Л. Ламберсон. – М. : Мир, 1980. – 605 с.
50. Каштанов В. А. Теория надежности сложных систем (теория и практика) / В. А. Каштанов, А. И. Медведев. – М. : Европейский центр по качеству, 2002. – 470 с.
51. Кіселичник М. Д. Програмний комплекс для розв'язання задач моделювання та оптимального керування процесами забезпечення якості радіоелектронної апаратури / М. Д. Кіселичник, О. В. Надобко, Л. А. Недоступ [та ін.] // Матер. XVIII Міжнар. конф. з автоматичного управління: АВТОМАТИКА / AUTOMATICS-2011, Львів. – Л. : Вид-во Львів. політехніки, 2011. – С. 394–395.

52. Коваленко И. Н. Вероятностный расчет и оптимизация / И. Н. Коваленко. – К. : Наукова думка, 1989. – 192 с.
53. Коваленко И. Н. Методы расчета высоконадежных систем / И. Н. Коваленко, Н. Ю. Кузнецов. – М. : Радио и связь, 1988. – 176 с.
54. Козлов Б. А. Справочник по расчету надежности аппаратуры радиоэлектроники и автоматики / Б. А. Козлов, И. А. Ушаков. – М. : Советское радио, 1975. – 472 с.
55. Козлов В. Г. Теория надёжности : учеб. пособ. / В. Г. Козлов. – Томск : ТГУСУР, 2012. – 138 с.
56. Колмогоров А. Н. Элементы теории функций и функционального анализа. / А. Н. Колмогоров, С. В. Фомин. – [7-е изд.]. – М. : ФИЗМАТЛИТ, 2004. – 572 с.
57. Корн Г. Справочник по математике для научных работников и инженеров / Г. Корн, Т. Корн. – М. : Наука, 1984. – 746 с.
58. Ланецкий Б. Н. Общие методические положения по выбору моделей прогнозирования технического состояния и надежности изделий однократного применения для решения задач продления их назначенных показателей / Б. Н. Ланецкий, В. В. Лукьянчук, И. В. Коваленко, К. В. Борисенко // Наука і техніка Повітряних Сил Збройних Сил України. – 2011. – № 2. – С. 57–67.
59. Лапач С. М. Планування у пасивному експерименті / С. М. Лапач // Математичні машини і системи. – 2013. – № 4. – С. 156–160.
60. Левин Б. Р. Теория случайных процессов и ее применение в радиотехнике / Б. Р. Левин. – М. : Сов. радио. – 1957. – 360 с.
61. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Книга первая / Б. Р. Левин. – М. : Сов. Радио. – 1969. – 750 с.
62. Лемешко Б. Ю. К оцениванию параметров надежности по цензурированным выборкам / Б. Ю. Лемешко, С. Я. Гильдебрант, С. Н. Постовалов // Заводская лаборатория. Диагностика материалов. – 2001. – Т. 67. – № 1. – С. 52–64.



63. Маевский Д. А. Динамика программных систем и модели их надежности / Д. А. Маевский // Радиоэлектронні і комп'ютерні системи. – 2011. – № 2. – С. 45–54.
64. Мелентьев В. П. Приближенные вычисления / В. П. Мелентьев. – М. : ФИЗМАТГИЗ, 1962. – 388 с.
65. Михайлов А. В. Эксплуатационные допуски и надежность в радиоэлектронной аппаратуре / А. В. Михайлов. – М. : Сов. радио, 1970. – 216 с.
66. Мишулина О. А. Статистический анализ и обработка временных рядов / О. А. Мишулина. – М. : МИФИ, 2004. – 180 с.
67. Надобко О. В. Методи оптимізації процесів забезпечення якості РЕА на стадії виготовлення / О. В. Надобко, Л. А. Недоступ, Л. В. Чирун, Т. В. Шестакевич // Вісник Нац. ун-ту «Львівська політехніка». – 2011. – № 705: Радиоелектроніка та телекомунікації. – С. 237–242.
68. Надежность и эффективность в технике : справочник : в 10т. / [ред. совет: В. С. Авдеевский (пред.) и др.]. – М. : Машиностроение, 1989. – Т. 6. – 376с.
69. Надежность технических систем: справочник / [Ю. К. Беляев, В. А. Богатырев, В. В. Болотин и др.] ; под ред. И. А. Ушакова. – М. : Радио и связь, 1985. – 608 с.
70. Недоступ Л. А. Дослідження методу прогнозування мерехтливих відмов побудованого на основі теорії викидів / Л. А. Недоступ, М. Д. Кіселичник, П. М. Заярнюк // Східно-Європейський журнал передових технологій. – Харків, 2013. – № 6/12(66) ч. 2. – С. 116–119.
71. Недоступ Л. А. Дослідження методу побудованого на основі теорії викидів для прогнозування мерехтливих відмов / Л. А. Недоступ, М. Д. Кіселичник, П. М. Заярнюк // Фізико-технологічні проблеми радіотехнічних пристроїв, засобів телекомунікацій, нано- та мікроелектроніки, III Міжнар. наук.-практ. конф., 24–26 жовтня 2013 р. : матер. конф. – Чернівці : ЧНУ, 2013. – С. 53.

72. Недоступ Л. А. Забезпечення якості та надійності радіо-електронних пристроїв шляхом комплексної оптимізації процесів виробництва / Л. А. Недоступ, Ю. Я. Бобало, М. Д. Кіселичник, О. В. Лазько // Вісник Нац. ун-ту «Львівська політехніка». – 2005. – № 534: Радіоелектроніка та телекомунікації. – С. 45–51.
73. Недоступ Л. А. Основи надійності радіоелектронних пристроїв: Навчальний посібник / Л. А. Недоступ, М. Д. Кіселичник, Ю. Я. Бобало. – Львів : Вид-во Держ. ун-ту «Львівська політехніка», 1998. – 219 с.
74. Недоступ Л. А. Оцінювання безвідмовності РЕА за рівнем парціальної виробничої дефектності / Л. А. Недоступ, М. Д. Кіселичник, П. М. Заярнюк // Радіотехніка та телекомунікації: Вісник Нац. ун-ту «Львівська політехніка». – Львів : Видавництво Львівської політехніки. – 2011. – № 705. – С. 230–236.
75. Недоступ Л. А. Потоки дефектов и их определение при производстве РЕА / Л. А. Недоступ, Ю. Я. Бобало, М. Д. Кіселичник, О. В. Лазько // Труды Международного симпозиума «Надежность и качество». – 2007. Т. 2. – С. 25–39.
76. Недоступ Л. А. Прогнозування квазідетермінованих дрейфів параметрів радіоелектронної апаратури методом квантильних зон / Л. А. Недоступ, М. Д. Кіселичник, П. М. Заярнюк // Матер. VI Міжнар. наук.-практ. конф. «Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки та інформаційних технологій», 19–21 вересня 2012 р. – Запоріжжя : ЗНТУ, 2012 – С. 266–268.
77. Новіков Л. О. Чисельні та наближені методи прикладної математики / Л. О. Новіков, А. Ф. Обшта. – Львів : Вид-во Держ. ун-ту «Львівська політехніка», 1988. – 188 с.
78. Острейковский В. А. Физико-статистические модели надежности элементов ЯЭУ / В. А. Острейковский. – М. : Энергоатомиздат, 1986. – 200 с.
79. Острейковский В. А. Теория надежности / В. А. Острейковский. – М. : Высшая школа, 2003. – 463 с.

80. Переверзев Е. С. Надежность и испытания технических систем / Е. С. Переверзев. – К. : Наук. думка, 1990. – 328 с.
81. Пінчук С. Й. Організація експерименту при моделюванні та оптимізації технічних систем : навч. посіб. / С. Й. Пінчук. – Дніпропетровськ : ДніпроVAL, 2009. – 289 с.
82. Половко А. М. Основы теории надежности / А. М. Половко, С. В. Гуров. – [2-е изд., перераб. и доп.]. – СПб. : Изд-во: БХВ-Петербург, 2008. – 704 с.
83. Пронников А. С. Параметрическая надежность машин / А. С. Пронников – М.: Изд. МГТУ им. Н. Э. Баумана, 2002. – 560 с.
84. Пронников В. А. Группы качества / В. А. Пронников, И. Д. Ладанов // [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://quality.eur.ru/MATERIALY7/group-q.htm>
85. Прохоров Ю. В. Теория вероятностей. Основные понятия. Предельные теоремы. Случайные процессы : справочник / Ю. В. Прохоров, Ю. А. Розанов. – М. : Наука, 1987. – 400 с.
86. Пугачев В. С. Введение в теорию вероятностей / В. С. Пугачев. – М. : Наука, 1968. – 422 с.
87. Ройзман В. П. Надежность радиоэлектронной аппаратуры при работе на транспорте / В. П. Ройзман, С. О. Воронов, О. Т. Богорош [и др.] // Авиационно-космическая техника и технология. – 2010. – № 8(75). – С. 145–148.
88. Романов В. Количественная оценка надежности интегральных микросхем по результатам форсированных испытаний / В. Романов // ЭЖиС. – 2003. – № 10. – С. 3–6.
89. Руденко А. А. Модели оценки надежности программных средств с учетом недетерминированного числа вторичных дефектов / А. А. Руденко // Радиоэлектронные и компьютерные системы. – 2010. – № 6. – С. 197–203.
90. Рухин А. Л., Хсиех Х. К. Обзор советских работ по надежности / А. Л. Рухин, Х. К. Хсиех // Надежность и контроль качества. – 1989. – № 2. – С. 3–25.

91. Рябинин И. А. Надежность и безопасность структурно-сложных систем / И. А. Рябинин. – М. : Политехника, 2000. – 248 с.
92. Самойленко А. М. Диференційні рівняння : підручник / А. М. Самойленко, М. О. Перестюк, І .О. Парасюк. – [2-ге вид., перероб. і доп.]. – К. : Либідь, 2003. – 600 с.
93. Свешников А. А. Прикладные методы теории случайных функций / А. А. Свешников. – М. : Наука, 1968. – 464 с.
94. Свешников А. А. Основы теории ошибок / А. А. Свешников. – Ленинград : Изд. Лен. унив., 1972. – 122 с.
95. Сидняев Н. И. Теория планирования эксперимента и анализ статистических данных : учеб. пособ. / Н. И. Сидняев. – М. : ИД Юрайт, 2011. – 399 с.
96. Смирнов Н. В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений. / Н. В. Смирнов, И. В. Дунин-Барковский. – М. : Наука, 1969. – 511 с.
97. Стрельников В. П. Вероятностно-физические методы исследования надежности машин и аппаратуры / В. П. Стрельников // Надежность и контроль качества. – 1989. – № 9 . – С. 3–7.
98. Стрельников В. П. К оценке дисперсии по единичной временной реализации / В. П. Стрельников // Надежность и контроль качества. – 1989. – № 5. – С. 14–18.
99. Стрельников В. П. К оценке коэффициента вариации распределения отказов / В. П. Стрельников // Математичні машини і системи. – 2003. – № 1. – С. 142–146.
100. Стрельников В. П. Модели отказов изделий электронной техники / В. П. Стрельников. – Киев : Ин-т кибернетики АН УССР, 1982. – 35 с. (Препринт / АН УССР. Ин-т кибернетики; 82-35).
101. Стрельников В. П. Новая технология исследования надежности машин и аппаратуры / В. П. Стрельников // Математичні машини і системи. – 2007. – № 3,4. – С. 227–238.

102. Стрельников В. П. Оценка и прогнозирование надежности электронных элементов и систем / В. П. Стрельников, А. В. Федухин. – К. : Логос, 2002. – 486 с.
103. Стрельников В. П. Оценка надежности по малой выборке с использованием дополнительной априорной информации / В. П. Стрельников, П. В. Стрельников // Матер. Междунар. конф. «Системные проблемы качества, математического моделирования, информационных, электронных и лазерных технологий». – Москва : Радио и связь, 2002. – Ч. 2. – С. 163–167.
104. Стрельников В. П. Оценка остаточного ресурса на основе измерения диагностических параметров / В. П. Стрельников // Надежность. – 2003. – № 3 (6). – С. 43–48.
105. Стрельников В. П. Оценка остаточного ресурса объектов на основе данных об отказах в процессе эксплуатации / В. П. Стрельников // Тяжелое машиностроение. – 2004. – № 1. – С. 11–13.
106. Стрельников В. П. Оценка ресурса изделий электронной техники / В. П. Стрельников // Математичні машини і системи. – 2004. – № 2. – С. 186–195.
107. Стрельников В. П. Прогнозирование надежности электронных систем при отсутствии отказов с использованием дополнительной априорной информации / В. П. Стрельников // Математичні машини і системи. – 2003. – № 3, 4. – С. 226–231.
108. Стрельников В. П. Прогнозирование остаточного ресурса изделий электронной техники / В. П. Стрельников // Математичні машини і системи. – 2000. – № 2, 3. – С. 163–169.
109. Стрельников В. П. Расчет надежности параллельных структур на основе аппарата функций случайных аргументов с использованием DN-распределения / В. П. Стрельников // Радиоэлектронные системы. – 2007. – № 2. – С. 21–25.

110. Стрельников В. П. Состояние и перспективы теории и практики надежности / В. П. Стрельников // Надежность и долговечность машин и сооружений : Международ. науч.-техн. сб. – 2005. – Вып. 24. – С. 27–38.
111. Сугак Е. В. Надежность технических систем / [Е. В. Сугак, Н. В. Василенко, Г. Г. Назаров и др.]. – Красноярск : МГП Раско, 2001. – 608 с.
112. Сумик М. М. Теорія сигналів : підручник / І. Н. Прудіус, Р. М. Сумик. – Львів : Бескид Біт, 2008. – 232 с.
113. Сумик М. Основи теорії радіотехнічних систем / М. М. Сумик. – Львів : Вид-во Нац. ун-ту «Львівська політехніка», 2005. – 240 с.
114. Сьера К. Изучаем Java. / Кэти Сьера, Берт Бейтс. – Москва : ЭКСМО. – 2012. – 720 с.
115. Тарадаха П. В. Забезпечення раціональних варіантів побудови технологічних процесів / П. В. Тарадаха, А. П. Бондарев, П. М. Заярнюк, Л. А. Недоступ // Матер. IV Міжнар. наук.-практ. конф. «Фізико-технологічні проблеми радіотехнічних пристроїв, засобів телекомунікацій, нано- та мікроелектроніки», 23–25 жовтня 2014 р. – Чернівці : Місто, 2014. – С. 125.
116. Таран В. М. Моделі та методи аналізу і прогнозування складних процесів / В. М. Таран // Математичні машини і системи. – 2014. – № 3. – С. 119–124.
117. Тимошенко, С. П. Основы теории надежности : учебник и практикум для академического бакалаврата / С. П. Тимошенко, Б. М. Симонов, В. Н. Горошко. – М. : Юрайт, 2015. – 445 с.
118. Тихонов В. И. Статистический анализ и синтез радиотехнических устройств и систем / В. И. Тихонов, В. Н. Харисов – М. : Радио и связь, 1991. – 608 с.
119. Тихонов В. И. Выбросы случайных процессов / В. И. Тихонов – М. : Наука, 1970. – 392 с.
120. Тихонов В. И. Выбросы траекторий случайных процессов / В.И. Тихонов, В. И. Хищенко. – М. : Наука, 1987. – 306 с.
121. Тихонов В. И. Статистическая радиотехника / В. И. Тихонов. – М. : Радио и связь, 1982. – 624 с.

122. Тюлевин С. В. Структурная модель индивидуального прогнозирования параметров космической радиоэлектронной аппаратуры / С. В. Тюлевин, М. Н. Пиганов // Вестник Самарского государственного аэрокосмического университета. – 2008. – № 1. – С. 92–96.
123. Ушаков И. А. Курс теории надежности систем / И. А. Ушаков. – М. : Дрофа, 2008. – 239 с.
124. Ушаков И. А. Надежность: прошлое, настоящее, будущее / И. А. Ушаков // Методы менеджмента качества. – 2001. – № 5. – С. 21–25.
125. Ушаков И. А. Надежность: прошлое, настоящее, будущее / И. А. Ушаков // Методы менеджмента качества. – 2001. – № 6 – С. 29–32.
126. Ушаков И. А. У истоков / И. А. Ушаков // Методы менеджмента качества. – 2004. – № 1. – С. 4–7.
127. Федотов А. В. Основы теории надежности и технической диагностики: конспект лекций / А. В. Федотов, Н. Г. Скабкин. – Омск : Изд-во ОмГТУ, 2010. – 64 с.
128. Фільчаков П. Ф. Числові і графічні методи прикладної математики / П. Ф. Фільчаков. – Київ : Наук. думка, 1970. – 800 с.
129. Фишер Р. Статистические методы для исследователей / Р. Фишер. – М. : Гостехиздат, 1958. – 396 с.
130. Фундаментальные проблемы теории точности [Коллектив авторов, под ред. В. П. Булатова, И. Г. Фридендера]. – СПб. : Наука, 2001. – 504 с.
131. Хованский Г. С. Номография и её возможности / Г. С. Хованский. – М. : Наука, 1977. – 128 с.
132. Царенко В. Т. Измерение выбросов случайных процессов в автоматических устройствах / В. Т. Царенко, А. Н. Битченко, К. М. Маковка // Восточно-Европейский журнал передовых технологий. – 2004. – № 4(10). – С. 125–128.
133. Шмойлова Р. А. Общая теория статистики : учеб. / Р. А. Шмойлова. – М. : Финансы и статистика, 2002. – 232 с.

134. Шор Я. Б. Статистические методы анализа и контроля качества и надежности / Я. Б. Шор. – М. : Сов. радио, 1962. – 252 с.
135. Шор. Я. Б. Таблицы для анализа контроля / Я. Б. Шор, Ф. И. Кузьмин. – М. : Сов. радио, 1968. – 288 с.
136. Шпер В. Л. О стандартизации модели отказов / В. Л. Шпер // Надежность и контроль качества. – 1997. – № 10. – С. 40–48.
137. Шпер В. Л. Реферативный аналитический обзор наиболее значимых публикаций в отечественной и зарубежной периодике по вопросам оценки надежности продукции, в том числе об опыте предприятий [Электронный ресурс] / В. Л. Шпер // Надёжность: вопросы теории и практики. – 2006. – № 3. – С. 122–148.
138. Щербакова Ю. В. Теория вероятности и мат. статистика. – М. : Лит. Студия «Научная книга», 2007. – 160 с.
139. Щурин В. К. Проблема надежности в философском аспекте [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://credonew.ru/content/view/312/27/> .
140. Balter A. How to verify and validate a mathematical model / A. Balter / eHow Contributor, August 21. 2014. – [Электронный ресурс]. – Режим доступа: [http://www.ehow.com/how\\_4510835\\_verify-validate-mathematical-model.html](http://www.ehow.com/how_4510835_verify-validate-mathematical-model.html).
141. Birnbaum Z. W., Saunders S. C. A new family of life distribution / Z. W. Birnbaum, S. C. Saunders // J. Appl. Prob. – 1969. – N 6. – P. 319–347.
142. Bobalo Yu. Analysis of quality of radio electronic devices in multistage production systems / Yu. Bobalo, M. Kiselychnyk, L. Nedostup // Przegląd Elektrotechniczny (Electrical Review). – 2010. – R. 86. – NR 1. – P. 124–126.
143. Bobalo Yu. Forecasting the Quasi-Deterministic Parameters` Drifts of Radioelectronics Apparatus on the Basis of Quantile Zones Techniques / Yu. Bobalo, M. Kiselychnyk, L. Nedostup, P. Zayarnyuk // Przegląd Elektrotechniczny. – Warszawa : Sigma-Not, 2013. – № 2a. – P. 270–272.
144. Bobalo Yu. Forecasting the Quasi-Deterministic Parameters` Drifts of Radioelectronics Apparatus on the Basis of Quantile Zones Techniques /



- Yu. Bobalo, M. Kiselychnyk, L. Nedostup, P. Zayarnyuk // Computational Problems of Electrical Engineering, 13th International conference, Grybow, Poland, 5–8 September 2012 : book of abstr. – Poland. – 2012. – P. 42.
145. Bobalo Yu. Multicriteria optimization of processes for ensuring the quality and reliability of radio electronic devices / Yu. Bobalo, L. Nedostup, M. Kiselychnyk, M. Melen, P. Zayarnyuk // Acta Technica. – Praha : Institute of Thermomechanics AS CR, 2015. – V. 60. – № 1. – p. 89–96.
146. Bobalo Yu. Multi-criteria optimization of processes for ensuring of radio electronic devices quality and reliability / Sc.D., Prof. Yu. Bobalo, Sc.D., Prof. L. Nedostup, Ph.D., Assoc. Prof. M. Kiselychnyk, Ph.D., Assoc. Prof. M. Melen, Postgraduate P. Zayarnyuk // Computational Problems of Electrical Engineering and Advanced Methods of the Theory of Electrical Engineering, Roztoky u Křivoklátu, September 4–6, 2013 : book of abstr. – Czech Republic – 2013. – P. V-4.
147. Bobalo Yu. OPTAN – Software for Modelling, Analysis and Optimization of Electronic Devices Process Improvement / Yu. Bobalo, L. Nedostup, O. Nadobko [et al.] // Przegląd Elektrotechniczny (Electrical Review). – 2009. – R. 85. – NR 4. – P. 59–61.
148. Bobalo Yu. Predicting the reliability of radio-electronic devices by the monitoring of production defectiveness / Yu. Bobalo, L. Nedostup, M. Kiselychnyk, M. Melen // Przegląd Elektrotechniczny (Electrical Review). – 2012. – R. 88. – NR 3a. – P. 34–36.
149. Bondariev A. The Software Complex Development for Modeling and Optimizing of Processes of Radio-engineering Equipment Quality Providing at the Stage of Manufacture / A. Bondariev, M. Kiselychnyk, O. Nadobko [etc.] // Сучасні проблеми радіоелектроніки, телекомунікацій, комп'ютерної інженерії : матер. XI Міжнар. конф. TCSET'2012, 2012, Львів–Славське, Україна. – Львів : Вид-во Львів. політехніки, 2012. – С. 159.

150. Chang-Hua H. System reliability prediction model based on evidential reasoning algorithm with nonlinear optimization / Chang-Hua Hua, Xiao-Sheng Sia, Jian-Bo Yang // *Expert Systems with Applications*. – 2010. – Vol. 37. – P. 2550–2562.
151. Coppola A. The Status of the Reliability Engineering Technology / A. Coppola // *Reliability Society Newsletter*. – 1997. – № 43. – P. 7–9.
152. Cox D. R. The Theory of Stochastic Processes [Text] / D. R. Cox, H. D. Miller. – CRC Press, 1977. – 408 p.
153. Eidukas D. Models Quality of Electronics Products / D. Eidukas, R. Kalnius // *Electronics and Electrical Engineering*. Kaunas: Technologia. – 2010. – № 2. – P. 98.
154. Eckel Bruce. Thinking in Java / Bruce Eckel. – 4th Edition. – Prentice Hall Ptr. – 2006. – 1150 c.
155. Fan X. Exponential inequalities for martingales with applications / X. Fan, I. Grama, Q. Liu / *Electronic Journal of Probability*. – 2015. – Vol. 20. – № 1. – P. 1–22.
156. Graczyk P. The Fisher information and exponential families parameterized by a segment of means / P. Graczyk, S. Mamane // *Probability and mathematical statistics*. – 2015. – Vol. 35. – № 1. – P. 73–90.
157. Jazwinski, A. H. Stochastic Processes and Filtering Theory [Text] / A. H. Jazwinski. – Mineola N.Y. : Dover Publications Inc., 2007. – 376 p.
158. Lawless J. F. Statistical Models and Methods for Lifetime Data. Sec. ed. – Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2003. – 621 p.
159. Lyu M. R. Handbook of Software Reliability Engineering [Text] / M. R. Lyu. – London: McGraw-Hill, 1996. – 805 p.
160. MIL-HDBK-217F, Military Handbook: Reliability Prediction of Electronic Equipment (02-DEC-1991).
161. Nedostup L. Modelling and optimization of total costs in the radio-electronic devices quality maintenance process / L. Nedostup, M. Kiselychnyk, Yu. Bobalo //

- Proc. of the IV Sympozjum «Modelowanie i symulacja komputerowa w technice», Łódź, 2005. – Łódź, 2005. – S. 167–168.
162. Nedostup L. Complex Modeling of Electronic Devices Production Systems Quality Maintenance / L. Nedostup, Yu. Bobalo, M. Kiselychnyk, O. Lazko // Proc. of the VI-th Intern. Workshop “Computational Problems of Electrical Engineering”, Zakopane, Poland, Sept. 1-4, 2004. – Warszawa, 2004. – P. 225.
163. Nedostup L. Matematyczny model defektownosci aparatury radioelektronicznej w trakcie jej wytwarzania / L. Nedostup, Ju. Bobalo, M. Kiselychnyk [et al.] // Modelowanie i symulacja komputerowa w technice : III Sympozjum, Łódź 2004. – Łódź, 2004. – S. 73–74.
164. Nedostup L. Optimization of the reliability ensuring of radio-electronic equipment / L. A. Nedostup, M. D. Kiselychnyk, P. M. Zayarnyuk // Proceedings of international conference Advanced Methods of the Theory of Electrical Engineering (AMTEE`15), 6–8 september 2015: book of abstr. – Trebich, Czech Republic. – 2015. – P. III-3.
165. Nedostup L. Predicting the reliability of radio-electronic devises by the monitoring of production defectiveness / L. Nedostup // Electronic Review. – 2012. – R88NR, 3a. – P. 33–36. 10.
166. Nedostup L. Research of accuracy of guaranteed operating time prediction by fractile zones method. / L. A. Nedostup, M. D. Kiselychnyk, P. M. Zayarnyuk // Artificial Intelligence Driven Solutions to Business and Engineering Problems. – Sofia: ITHEA-Publisher. – 2012. – P. 148–158.
167. Nedostup L. Research of REA failures according to their production defectiveness level / L. Nedostup, M. Kiselychnyk, P. Zayarnyuk // Proceedings of VII – th International conference on perspective technologies and methods in MEMS design (MEMSTECH`2011), 11–14 may 2011, Polyana, Ukraine. – Lviv: Publishing House Vezha&Co. – 2011. – P. 86–87.
168. Norman B. Fuqua “Physics of Failure” – historic perspective / B. Norman // RAC Journal. – 1995. – Vol. 3. – № 2. – P. 27–30.

169. Parzen E. Stochastic Processes [Text] / Emanuel Parzen. – SIAM, 1999. – 324 p.
170. Pitman J. The quantile transform of simple walks and Brownian motion / J. Pitman, S. Assaf, N. Forman // *Electronic Journal of Probability*. – 2015. – Vol. 20 – № 90. – P. 1–39.
171. Reliability and Quality Report: from 1996 to 2015. [Electronic resource]. – Motorola, Inc. – Access mode: <http://www.datasheetarchive.com>; [www.motorola.com](http://www.motorola.com).
172. Rice, S. O. Mathematical Analysis of Random Noise [Text] / S. O. Rice // *Bell System Technical Journal*. – 1944. – Vol. 23, № 3. – P. 282–332.
173. Rice, S. O. Mathematical Analysis of Random Noise [Text] / S. O. Rice // *Bell System Technical Journal*. – 1945. – Vol. 24, № 1. – P. 46–156.
174. Sargent R. G. Verification and Validation of Simulation Models / R. G. Sargent // *Proceedings of the 2014 Winter Simulation Conference, December 7–10. – Savannah, USA, 2014. – P. 118–131.*
175. Spiliopoulos K. Quenched large deviations for multiscale diffusion processes in random environments / K. Spiliopoulos // *Electronic Journal of Probability*. 2015. – Vol. 20. – № 15. – P. 1–29.
176. Strelnikov V. The Status and Prospects of Reliability Technology – Part 1 / V. Strelnikov // *RAC Journal*. – 2001. – № 1. – P. 1–4.
177. Strelnikov V. The Status and Prospects of Reliability Technology – Part 2 / V. Strelnikov // *RAC Journal*. – 2001. – № 2. – P. 8–10.
178. Sumich D, An assessment of HF NVIS radio system reliability / D. Sumich, R. Vlasich // *4-th Intern. Conference on Rorts and Waterways*. – 2009. – P. 1–10.
179. Villemonais D. Minimal quasi-stationary distribution approximation for a birth and death process lectron / D. Villemonais // *Electronic Journal of Probability*. – 2015. – Vol.20. – № 30. – P. 1–18.
180. White D. Processes with Inert Drift / David White // *Electronic Journal of Probability*. – 2007. – Vol. 12. – № 55. – P. 1509–1546.

181. Won Y. Y. Optimal design of a general warm standby system / Won Young Yun, Ji Hwan Cha // Reliability Engineering & System Safety. – 2010. – Vol. 95. – № 8. – P. 880–886.
182. Zelen M. The robustness of life testing procedures derived from the exponential distribution / M. Zelen, M. C. Dannemiller // Technometrics. – 1961. – Vol. 3. – № 1. – P. 29–49.
183. Zickis A. Strucral Model of Electronic Device Manufancturing Process Qualite / A. Zickis // Electronics and Electrical Engineering. – Kaunas : Technologia. – 2006. – № 5. – P. 69.
184. Zio E. Reliability engineering: Old problems and new challenges / E. Zio // Reliability Engineering and System Safety. – 2009. – Vol. 94. – P. 125–141.

## ДОДАТКИ

### Додаток А. Характеристики точності калібраторів осцилографів

Дрейф характеристик закону розподілу значень точності калібраторів групи осцилографів С1-35 протягом 940 годин.

$t$ , год	$m(t)$	$\sigma(t)$	$A(t)$	$E(t)$	$t$ , год	$m(t)$	$\sigma(t)$	$A(t)$	$E(t)$
0	5	14,9			480	-0,5	19,1	0,148	0,171
20	4	15,3	0,2	0,38	500	-0,5	19,2	0,14	0,177
40	2,9	15,25	0,2	0,38	520	-0,5	19,2	0,19	0,197
60	2,8	15,6	0,19	0,36	540	0	18,9	0,177	0,196
80	2,4	15,7	0,19	0,36	560	-0,2	19,4	0,152	0,169
100	1,9	16,2	0,15	0,34	580	-0,8	19,8	0,236	0,173
120	1,2	16,5	0,161	0,333	600	-0,8	19,6	0,217	0,158
140	1	17,1	0,153	0,331	620	-0,5	19,7	0,221	0,155
160	1	17,3	0,146	0,339	640	-0,6	19,8	0,204	0,141
180	1	17,4	0,15	0,331	660	-0,6	19,2	0,195	0,168
200	1	17,8	0,138	0,325	680	-0,8	19,7	0,207	0,147
220	0,8	17,7	0,15	0,328	700	-0,8	19,8	0,21	0,137
240	0,9	18	0,172	0,324	720	-1	19,7	0,201	0,135
260	0,9	18,2	0,215	0,315	740	-1	20,1	0,243	0,148
280	0,8	18,5	0,179	0,308	760	-1,1	20,3	0,223	0,155
300	0,6	18,8	0,134	0,258	780	-1	20,8	0,148	0,11
320	0,4	18,8	0,136	0,283	800	-1,2	20,8	0,121	0,11
340	0,4	18,6	0,158	0,265	820	-1,3	21,2	0,08	0,105
360	0,7	18,5	0,135	0,245	840	-1,3	21,2	0,137	0,104
380	0,7	18,8	0,09	0,22	860	-1,4	21,6	0,236	0,094
400	0,2	18,8	0,08	0,21	880	-1,5	21,8	0,214	0,078
420	-0,2	19,2	0,08	0,22	900	-1,5	22,1	0,191	0,122
440	-0,6	19,2	0,128	0,218	920	-1,6	22,2	0,232	0,105
460	-0,2	19,2	0,132	0,197	940	-1,6	22,4	0,206	0,065











18.12.14	69	103	105,4	105,4	101,8		104	104	101	104	103	105,4	100	101,8	105,4	108,9	103,6	110,7	103	101,8	104,01	7,02
19.12.14	69	103	105,4	105,4	101,8		104	104	101	103,6	103	104	100	101	105,4	108	103	110,7	103	101,8	103,78	6,69
22.12.14	69	103	106	106	103		104	104	101,8	104	103	105,4	100	101,8	106	110	103	110,7	103,6	103	104,35	7,26
23.12.14	71	103	106	106	103		104	104	101,8	103,6	103	105,4	100	101,8	105,4	108	103	110,7	103	103	104,15	6,13
24.12.14	71	103	106	106	103		105,4	105,4	101,8	104	101,8	105,4	100	101,8	105,4	108,9	103,6	110,7	103	103	104,34	6,90
25.12.14	71	103	106	106	103		105,4	104	101,8	104	103	105,4	100	101,8	105,4	108	103	110,7	103	103	104,25	6,20
26.12.14	68	103	106	106	101,8		105,4	105,4	101,8	104	103	105,4	100	101	105,4	108	103	110,7	103	101,8	104,15	7,05
30.12.14	68	103,6	106	106	103		105,4	105,4	103	105,4	103,6	106	101	101,8	106	110	103,6	110,7	103,6	103	104,84	6,33
20.01.15	71	101,8	107,1	107,1	103		105,4	104	101,8	101,8	103,6	104	100	101,8	106	108,9	103,6	110,7	103,6	103	104,29	7,67
8.02.15	71	101	104	104	101		103,6	103,6	100	103	101,8	104	98,2	100	104	107,1	101,8	108,9	101,8	101	102,71	6,60
9.02.15	71	101	104	104	101		103,6	103,6	100	103	101,8	104	98,2	100	104	107,1	101,8	108,9	101,8	101	102,71	6,60
10.02.15	71	101,8	104	104	101		103,6	103,6	100	103	101,8	104	98,2	100	103,6	107,1	101,8	108,9	101,8	101	102,73	6,42
11.02.15	72	101	104	104	101		103	103	100	103	101	103,6	96,4	100	103,6	106	101,8	108,9	101	101	102,35	7,17
12.02.15	71	101	104	104	101		103,6	103,6	100	103	101,8	103,6	98,2	100	103,6	107,1	101,8	108,9	101,8	101	102,67	6,50
13.02.15	70	101	104	104	101		103,6	103,6	100	103	101,8	103,6	98,2	100	103,6	107,1	101,8	108,9	101,8	101	102,67	6,50
16.02.15	70	101	104	104	101		103,6	103,6	100	103	101,8	103,6	98,2	100	104	107,1	101,8	108,9	101,8	101	102,69	6,55
17.02.15	70	101	104	104	101		103,6	103,6	100	103	101	103,6	98,2	100	104	107,1	101,8	108,9	101,8	101	102,64	6,67
18.02.15	70	101	104	104	101		103,6	103,6	100	103	101,8	103,6	99	100	103,6	107,1	101,8	108,9	101,8	101	102,71	6,11
19.02.15	69	101	104	104	101		103,6	103,6	100	103	101,8	104	99	101	104	107,1	101,8	110,7	101,8	101	102,91	7,41
20.02.15	69	101	104	104	101		103,6	103,6	100	103	101	103,6	98,2	100	103,6	106	101,8	108,9	101	101	102,52	6,21
23.02.15	70	103	106	105,4	101,8		104	104	101	103,6	103,6	104	100	101,8	105,4	108,9	103	110,7	103	103	104,01	6,81
24.02.15	69	103	106	106	101,8		105,4	105,4	101	103,6	103	105,4	100	101	105,4	108,9	103	110,7	103	103	104,20	7,53
25.02.15	70	101,8	105,4	105,4	101,8		104	104	101	103,6	103	104	99	101	104	108,9	103	110,7	103	103	103,70	7,53
26.02.15	69	103	106	105,4	101,8		104	104	101,8	103,6	103	104	101	101	104	108,9	101,8	110,7	103	103	103,89	6,55
27.02.15	70	103	105,4	105,4	101,8		104	104	101	103,6	101	104	99	101	104	108,9	103	110,7	103	101,8	103,59	7,92
2.03.15	68	103	106	106	103		104	104	101,8	104	103	105,4	100	101,8	105,4	108,9	103	110,7	103	103	104,22	6,57
3.03.15	68	103	105,4	105,4	101,8		104	104	101	103,6	103	105,4	100	101	105,4	108,9	103	110,7	103	101,8	103,91	7,32
4.03.15	70	103	105,4	105,4	101,8		104	104	101	103,6	103	104	100	101	105,4	108,9	103	110,7	103	103	103,90	6,98

### Додаток В. Статистика дрейфу частоти кварцових генераторів.

Статистика відхилення частоти на етапі припрацювання, знята відділом технічного контролю на підприємстві виробнику для чотирьох груп кварцових генераторів.

№	t, год	Замовлення №95												
		2	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	38	62
1		-0,042	-0,038	-0,04	-0,07	-0,072	-0,049	-0,055	-0,069	-0,059	-0,062	-0,068	-0,069	-0,09
2		-0,038	-0,017	-0,019	-0,021	-0,023	-0,026	-0,03	-0,025	-0,031	-0,026	-0,03	-0,005	-0,02
3		0,049	0,03	0,034	0,035	0,039	0,04	0,037	0,042	0,038	0,041	0,037	0,04	0,045
4		-0,007	-0,042	-0,045	-0,048	-0,044	-0,049	-0,051	-0,047	-0,049	-0,051	-0,054	-0,007	-0,012
5		0,05	0,053	0,052	0,046	0,043	0,049	0,052	0,05	0,048	0,044	0,049	0,045	0,07
6		0,008	0,05	0,045	0,048	0,075	0,084	0,07	0,095	0,099	0,043	0,07	0,071	0,07
7		0,009	0,014	0,014	0,014	0,015	0,016	0,015	0,016	0,02	0,02	0,021	-0,021	-0,032
8		0,033	0,031	0,033	0,054	0,049	0,059	0,037	0,042	0,044	0,046	0,052	0,06	0,032
9		0,006	-0,01	-0,015	-0,004	-0,009	-0,012	-0,009	-0,006	-0,008	-0,01	-0,009	-0,014	-0,016
10		-0,013	-0,006	-0,004	-0,009	-0,007	-0,012	-0,009	-0,011	-0,014	-0,01	-0,013	-0,016	-0,008
11		-0,028	-0,01	-0,013	-0,017	-0,019	-0,021	-0,023	-0,02	-0,024	-0,018	-0,031	-0,065	-0,05
12		0,047	0,049	0,052	0,059	0,057	0,05	0,047	0,059	0,056	0,054	0,06	0,061	0,069
13		0,047	0,009	0,013	0,033	0,02	0,027	0,035	0,04	0,038	0,037	0,042	0,041	0,018
14		0,016	0,02	0,023	0,026	0,02	0,021	0,026	0,02	0,018	0,015	0,019	0,041	0,062
15		-0,017	-0,273	-0,27	-0,267	-0,25	-0,24	-0,26	-0,27	-0,258	-0,254	-0,27	-0,274	-0,281
16		-0,04	-0,008	-0,012	-0,009	-0,011	-0,007	-0,01	-0,012	-0,014	-0,011	-0,012	-0,014	-0,001
17		-0,002	-0,002	-0,009	-0,012	-0,013	-0,016	-0,013	-0,01	-0,012	-0,013	-0,016	-0,02	-0,03
18		-0,039	0,007	0,004	0,003	0,012	0,007	0,008	0,012	0,014	0,01	0,014	0,016	0,018
19		0,013	-0,009	-0,013	-0,014	-0,017	-0,019	-0,021	-0,017	-0,019	-0,022	-0,024	0,048	0,047
20		0,005	-0,058	-0,061	-0,064	-0,069	-0,071	-0,076	-0,069	-0,071	-0,073	-0,076	-0,052	-0,072
21		0,044	0,05	0,056	0,059	0,061	0,058	0,061	0,054	0,06	0,055	0,061	0,067	0,062
22		-0,033	-0,038	-0,04	-0,043	-0,046	-0,043	-0,048	-0,052	-0,047	-0,049	-0,051	-0,027	-0,03
23		0,021	0,024	0,026	0,028	0,028	0,029	0,03	0,031	0,033	0,034	0,034	0,043	0,041
24		-0,003	-0,009	-0,012	-0,014	-0,017	-0,019	-0,021	-0,017	-0,023	-0,026	-0,019	0,024	-0,03
25		0,014	-0,009	-0,013	-0,016	-0,019	-0,021	-0,02	-0,018	-0,015	-0,019	-0,021	-0,003	-0,023
26		0,034	0,003	0,006	0,009	0,012	0,007	0,01	0,009	0,012	0,012	0,009	0,014	0,01
27		0,037	0,04	0,041	0,044	0,044	0,041	0,044	0,045	0,045	0,045	0,046	0,07	0,074
28		0,032	-0,006	-0,011	-0,025	-0,016	-0,021	-0,018	-0,019	-0,021	-0,017	-0,023	-0,03	-0,04
29		0,044	0,006	0,003	0,006	0,008	0,005	0,007	0,009	0,008	0,006	0,009	0,014	0,04
30		-0,03	-0,06	-0,066	-0,075	-0,07	-0,066	-0,072	-0,07	-0,069	-0,066	-0,07	-0,074	-0,01
31		-0,004	0,005	0,006	0,004	0,005	0,004	0,006	0,008	0,008	0,01	0,01	-0,015	-0,031
32		-0,046	-0,049	-0,048	-0,05	-0,049	-0,05	-0,051	-0,054	-0,055	-0,06	-0,06	0,043	0,053
33		0,029	-0,02	-0,026	-0,048	-0,041	-0,036	-0,04	-0,035	-0,037	-0,04	-0,038	-0,04	-0,06
34		-0,031	0,014	0,022	0,018	0,024	0,036	0,028	0,026	0,032	0,036	0,028	0,031	0,039
35		0,008	0,017	0,028	0,026	0,03	0,027	0,023	0,018	0,021	0,017	0,024	0,026	0,04
36		-0,038	-0,22	-0,0226	-0,247	-0,25	-0,221	-0,233	-0,249	-0,237	-0,24	-0,238	-0,344	-0,351
37		0,01	0,014	0,01	0,012	0,014	0,015	0,014	0,015	0,014	0,015	0,016	0,018	0,019
38		-0,058	-0,093	-0,095	-0,075	-0,081	-0,09	-0,078	-0,093	-0,089	-0,087	-0,093	-0,098	-0,04
39		-0,034	-0,11	-0,107	-0,127	-0,13	-0,125	-0,137	-0,13	-0,133	-0,128	-0,13	-0,136	-0,14
40		0,021	0,012	0,014	0,016	0,008	0,013	0,016	0,01	0,012	0,014	0,016	0,024	0,03

41	0,044	0,01	0,015	0,02	0,013	0,01	0,017	0,015	0,013	0,01	0,014	0,018	0,021
42	-0,004	-0,028	-0,026	-0,022	-0,02	-0,018	-0,024	-0,026	-0,023	-0,025	-0,022	-0,013	-0,014
43	-0,018	-0,023	-0,02	-0,021	-0,019	-0,022	-0,026	-0,023	-0,025	-0,022	-0,024	-0,038	-0,04
44	0,012	0,022	0,026	0,024	0,026	0,03	0,025	0,022	0,027	0,02	0,027	0,03	0,015
45	0,033	0,011	0,014	0,016	0,021	0,019	0,013	0,018	0,016	0,022	0,018	0,02	0,019
46	-0,029	-0,024	-0,022	-0,021	-0,024	-0,021	-0,024	-0,027	-0,03	-0,029	-0,031	-0,025	-0,03
47	0,004	0,012	0,019	0,014	0,019	0,021	0,016	0,018	0,019	0,012	0,017	0,02	0,03
48	0,052	0,02	0,027	0,03	0,029	0,031	0,033	0,025	0,028	0,031	0,029	0,03	0,02
49	-0,031	-0,034	-0,039	-0,046	-0,045	-0,04	-0,037	-0,045	-0,042	-0,039	-0,041	-0,044	-0,03
50	0,058	0,004	0,005	0,004	0,006	0,003	0,005	0,007	0,003	0,012	0,008	0,014	0,004
51	-0,042	-0,044	-0,05	-0,048	-0,051	-0,049	-0,04	-0,047	-0,04	-0,047	-0,039	-0,04	-0,05
52	0,019	0,016	0,018	0,02	0,022	0,014	0,021	0,016	0,017	0,02	0,016	0,02	0,08
53	-0,001	-0,001	-0,003	-0,002	-0,001	-0,005	-0,008	-0,012	-0,01	-0,014	-0,008	-0,01	-0,013
54	-0,051	-0,06	-0,068	-0,052	-0,061	-0,063	-0,059	-0,067	-0,058	-0,06	-0,056	-0,06	-0,04
55	0,028	0,025	0,021	0,03	0,025	0,021	0,029	0,031	0,027	0,024	0,03	0,034	0,02
56	-0,032	-0,053	-0,061	-0,063	-0,069	-0,071	-0,077	-0,069	-0,071	-0,078	-0,073	-0,049	-0,042
57	-0,075	-0,089	-0,093	-0,098	-0,093	-0,099	-0,094	-0,091	-0,095	-0,089	-0,091	-0,092	-0,11
58	-0,009	-0,003	-0,007	-0,008	-0,01	-0,006	-0,012	-0,007	-0,009	-0,01	-0,013	-0,016	-0,007
59	-0,051	0,009	0,011	0,014	0,017	0,021	0,024	0,021	0,025	0,021	0,025	0,017	0,013
60	0,006	0,014	0,016	0,018	0,016	0,016	0,018	0,016	0,018	0,016	0,014	0,01	0,012
61	-0,021	-0,005	-0,009	-0,012	-0,007	-0,009	-0,005	-0,012	-0,01	-0,015	-0,013	-0,016	-0,03
62	-0,03	-0,034	-0,032	-0,038	-0,04	-0,041	-0,044	-0,044	-0,046	-0,048	-0,049	-0,045	-0,052
63	-0,074	-0,077	-0,074	-0,078	-0,08	-0,081	-0,084	-0,086	-0,084	-0,086	-0,087	-0,1	-0,114
64	-0,006	-0,014	-0,016	-0,018	-0,016	-0,017	-0,016	-0,017	-0,016	-0,018	-0,019	-0,004	-0,012
65	-0,015	-0,016	-0,018	-0,019	-0,02	-0,024	-0,026	-0,025	-0,024	-0,026	-0,027	-0,013	-0,022
66	0,06	0,061	0,064	0,066	0,064	0,066	0,067	0,065	0,065	0,067	0,065	0,045	0,052
67	-0,038	-0,028	-0,032	-0,03	-0,027	-0,033	-0,025	-0,024	-0,03	-0,025	-0,029	-0,03	-0,046
68	0,024	0,087	0,084	0,081	0,085	0,079	0,081	0,08	0,083	0,076	0,084	0,085	0,04
69	-0,014	-0,017	-0,019	-0,02	-0,015	-0,02	-0,017	-0,03	-0,027	-0,032	-0,028	-0,03	-0,024
70	0,071	0,074	0,075	0,075	0,076	0,076	0,074	0,078	0,078	0,074	0,075	0,124	0,118
71	0,004	0,018	0,019	0,014	0,016	0,015	0,016	0,014	0,018	0,014	0,016	-0,004	-0,009
72	0,076	0,08	0,084	0,088	0,064	0,06	0,064	0,066	0,064	0,066	0,064	-0,105	-0,118
73	-0,008	-0,016	-0,014	-0,018	-0,014	-0,016	-0,016	-0,018	-0,02	-0,021	-0,024	-0,028	-0,024
74	-0,061	-0,064	-0,066	-0,065	-0,065	-0,066	-0,066	-0,067	-0,068	-0,069	-0,068	-0,029	-0,022
75	0,025	0,03	0,036	0,037	0,04	0,041	0,044	0,046	0,045	0,044	0,046	0,016	0,024
76	0,013	0,016	0,017	0,019	0,017	0,014	0,012	0,015	0,016	0,014	0,016	0,025	0,031
77	-0,01	-0,05	-0,048	-0,051	-0,049	-0,06	-0,058	-0,061	-0,057	-0,062	-0,058	-0,06	-0,04
78	0,008	0,014	0,016	0,018	0,016	0,014	0,016	0,014	0,018	0,019	0,02	0,022	0,031
79	0,004	0,01	0,014	0,014	0,013	0,013	0,014	0,016	0,017	0,018	0,016	0,018	0,022
80	-0,033	-0,046	-0,044	-0,048	-0,049	-0,05	-0,054	-0,056	-0,058	-0,06	-0,06	0,01	0,012
81	0,023	-0,058	-0,054	-0,052	-0,051	-0,056	-0,052	-0,054	-0,05	-0,046	-0,049	-0,054	-0,062
82	0,001	0,015	0,012	0,016	0,018	0,021	0,018	0,016	0,012	0,018	0,015	0,035	0,043
83	-0,048	-0,014	-0,018	-0,015	-0,016	-0,019	-0,022	-0,02	-0,013	-0,016	-0,02	-0,006	-0,018
84	-0,076	-0,008	-0,006	-0,009	-0,013	-0,011	-0,014	-0,018	-0,012	-0,015	-0,019	-0,036	-0,046
85	-0,007	-0,004	-0,002	-0,005	-0,008	-0,006	-0,009	-0,004	-0,009	-0,007	-0,008	-0,028	-0,032
86	0,05	0,074	0,071	0,073	0,076	0,072	0,085	0,087	0,094	0,092	0,095	0,106	0,093
87	-0,036	-0,033	-0,035	-0,039	-0,034	-0,035	-0,036	-0,032	-0,036	-0,034	-0,034	-0,042	-0,048
88	-0,042	-0,055	-0,054	-0,052	-0,056	-0,053	-0,046	-0,049	-0,048	-0,04	-0,037	-0,075	-0,05

89	-0,029	-0,016	-0,018	-0,021	-0,02	-0,018	-0,027	-0,033	-0,04	-0,032	-0,042	-0,026	-0,076
90	-0,015	-0,011	-0,014	-0,02	-0,027	-0,018	-0,023	-0,026	-0,024	-0,028	-0,032	-0,04	-0,05
91	-0,058	-0,064	-0,066	-0,07	-0,077	-0,08	-0,066	-0,064	-0,066	-0,064	-0,066	0,078	0,081
92	-0,038	-0,04	-0,041	-0,03	-0,034	-0,036	-0,038	-0,04	-0,041	-0,04	-0,041	-0,029	-0,032
93	0,006	0,01	0,014	0,018	0,016	0,014	0,016	0,017	0,016	0,018	0,02	-0,004	-0,012
94	0,039	0,034	0,038	0,04	0,039	0,042	0,04	0,034	0,038	0,042	0,038	0,04	0,014
95	-0,015	-0,05	-0,055	-0,051	-0,054	-0,05	-0,061	-0,063	-0,07	-0,062	-0,052	-0,04	-0,081
96	0,08	0,01	0,014	0,016	0,02	0,024	0,026	0,028	0,03	0,028	0,03	0,029	0,031
97	-0,02	-0,024	-0,025	-0,03	-0,031	-0,033	-0,03	-0,031	-0,034	-0,036	-0,04	-0,004	-0,012
98	-0,014	-0,016	-0,018	-0,014	-0,016	-0,018	-0,014	-0,016	-0,018	-0,016	-0,02	0,009	0,012
99	-0,02	-0,039	-0,041	-0,045	-0,047	-0,059	-0,063	-0,059	-0,056	-0,06	-0,064	-0,017	-0,041
100	-0,046	-0,02	-0,023	-0,027	-0,029	-0,023	-0,028	-0,022	-0,024	-0,027	-0,031	-0,031	-0,017
101	0,014	0,024	0,024	0,024	0,026	0,026	0,027	0,027	0,027	0,03	0,031	0,042	0,054
102	-0,038	-0,02	-0,023	-0,026	-0,029	-0,031	-0,036	-0,02	-0,027	-0,029	-0,032	-0,004	-0,03
103	-0,051	-0,06	-0,061	-0,06	-0,061	-0,062	-0,062	-0,063	-0,064	-0,066	-0,064	0,035	0,041
104	-0,02	-0,014	-0,018	-0,02	-0,017	-0,019	-0,013	-0,021	-0,018	-0,016	-0,022	-0,024	-0,03
105	-0,021	-0,009	-0,011	-0,014	-0,012	-0,011	-0,009	-0,011	-0,013	-0,014	-0,013	0,106	0,112
106	0,003	0,041	0,033	0,03	0,03	0,032	0,043	0,04	0,045	0,044	0,043	-0,071	-0,08
107	-0,046	-0,053	-0,058	-0,061	-0,06	-0,061	-0,056	-0,061	-0,063	-0,062	-0,062	-0,045	-0,059
108	-0,045	-0,053	-0,056	-0,052	-0,054	-0,049	-0,054	-0,051	-0,063	-0,066	-0,069	-0,02	-0,039
109	-0,042	-0,025	-0,027	-0,031	-0,031	-0,032	-0,029	-0,022	-0,017	-0,019	-0,015	-0,021	-0,04
110	-0,021	0,045	0,049	0,044	0,042	0,042	0,04	0,043	0,031	0,03	0,04	0,083	0,107
111	-0,009	-0,005	-0,007	-0,009	-0,007	-0,008	-0,013	-0,009	-0,013	-0,014	-0,015	0,037	0,017
112	-0,036	-0,044	-0,044	-0,046	-0,048	-0,049	-0,05	-0,054	-0,06	-0,066	-0,06	-0,02	-0,031
113	0,038	0,04	0,041	0,044	0,048	0,05	0,054	0,055	0,06	0,064	0,065	0,061	0,072
114	0,012	0,035	0,03	0,035	0,036	0,035	0,039	0,042	0,05	0,052	0,05	0,089	0,078
115	-0,027	-0,004	-0,008	-0,006	-0,009	-0,005	-0,007	-0,009	-0,008	-0,006	-0,009	-0,013	-0,026
116	-0,033	-0,027	-0,025	-0,03	-0,029	-0,03	-0,027	-0,03	-0,029	-0,023	-0,024	-0,023	-0,017
117	0,011	0,07	0,073	0,069	0,06	0,073	0,074	0,07	0,075	0,074	0,07	0,068	0,079
118	-0,031	-0,035	-0,039	-0,041	-0,04	-0,038	-0,029	-0,027	-0,025	-0,024	-0,025	-0,002	-0,064
119	-0,02	0,069	0,075	0,081	0,074	0,077	0,078	0,079	0,077	0,078	0,077	0,088	0,072
120	0,006	0,012	0,014	0,013	0,014	0,014	0,015	0,016	0,017	0,02	0,025	0,08	0,065
121	-0,04	-0,02	-0,022	-0,024	-0,021	-0,022	-0,018	-0,015	-0,018	-0,022	-0,019	-0,051	-0,06
122	-0,008	-0,014	-0,011	-0,01	-0,013	-0,013	-0,014	-0,014	-0,015	-0,016	-0,017	-0,042	-0,021
123	-0,043	-0,012	-0,03	-0,055	-0,054	-0,055	-0,052	-0,048	-0,049	-0,041	-0,039	-0,099	-0,106
124	-0,012	-0,014	-0,016	-0,014	-0,016	-0,018	-0,018	-0,02	-0,021	-0,026	-0,03	0,008	0,014
125	-0,039	-0,013	-0,014	-0,015	-0,016	-0,036	-0,034	-0,036	-0,04	-0,043	-0,042	0,06	0,067
126	0,021	0,02	0,02	0,018	0,021	0,015	0,02	0,024	0,02	0,026	0,028	0,023	0,004
127	-0,014	-0,01	-0,016	-0,02	-0,019	-0,022	-0,018	-0,025	-0,027	-0,022	-0,024	-0,092	-0,025
128	0,048	0,044	0,048	0,05	0,051	0,054	0,054	0,051	0,054	0,043	0,05	0,101	0,169
129	0,005	0,05	0,048	0,051	0,052	0,049	0,033	0,03	0,029	0,046	0,024	0,08	0,016
130	0,016	-0,041	-0,045	-0,046	-0,046	-0,047	-0,048	-0,047	-0,048	-0,046	-0,045	-0,016	-0,02
131	0,015	0,018	0,019	0,018	0,019	0,018	0,019	0,018	0,019	0,018	0,019	0,022	0,089
132	0,018	0,017	0,016	0,017	0,017	0,014	0,017	0,014	0,016	0,014	0,015	-0,047	-0,008
133	0,011	-0,048	-0,052	-0,05	-0,049	-0,052	-0,048	-0,05	-0,047	-0,052	-0,054	-0,017	-0,024
134	-0,002	-0,08	-0,079	-0,074	-0,065	-0,062	-0,07	-0,068	-0,055	-0,062	-0,06	-0,056	-0,089
135	-0,008	-0,009	-0,009	-0,009	-0,008	-0,01	-0,01	-0,01	-0,012	-0,009	-0,011	-0,006	-0,006
136	-0,009	-0,007	-0,01	-0,009	-0,01	-0,012	-0,01	-0,012	-0,011	-0,013	-0,015	-0,047	-0,045

137	-0,015	-0,017	-0,014	-0,014	-0,015	-0,015	-0,013	-0,012	-0,016	-0,014	-0,015	-0,021	-0,023
138	-0,017	-0,016	-0,019	-0,02	-0,019	-0,022	-0,024	-0,021	-0,028	-0,027	-0,024	-0,025	-0,018
139	-0,005	-0,041	-0,043	-0,045	-0,056	-0,07	-0,06	-0,059	-0,054	-0,057	-0,062	-0,064	-0,06
140	0,019	0,024	0,02	0,015	0,015	0,02	0,024	0,03	0,015	0,015	0,02	0,009	0,024
141	-0,0009	-0,0018	-0,02	-0,024	-0,021	-0,024	-0,017	-0,025	-0,031	0	0	0	0
142	0,0042	0,0071	0,0074	0,0072	0,0074	0,0076	0,0071	0,0042	0,0056	0	0	0	0
143	0,023	0,02	0,028	0,031	0,026	0,021	0,027	0,03	0,029	0,03	0,032	0,029	0,046
$x_s$	-0,00484	-0,00908	-0,00834	-0,01039	-0,01056	-0,01079	-0,01080	-0,01104	-0,01094	-0,01132	-0,01136	-0,00532	-0,00665
D	0,001067	0,002150	0,001924	0,002443	0,002406	0,002335	0,002460	0,002601	0,002559	0,002487	0,002628	0,003668	0,004073

		Замовлення №65													
№	t, год														
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	34	58	82	106
1	0,08	0,06	0,04	0,03	0,02	0,06	0,05	0,03	0,04	0,02	0,07	0,06	0,04	0,05	
2	0,05	0,02	0,03	0,02	0,04	0,03	0,02	0,05	0,03	0,04	0,07	-0,04	-0,06	-0,12	
3	0,09	0,05	0,06	0,07	0,08	0,07	0,09	0,06	0,05	0,1	0,07	0,11	0,09	0,12	
4	0,01	0,02	0,03	0,04	0,03	0,02	0,04	0,03	0,04	0,05	0,08	0,04	0,01	0,05	
5	0,08	0,04	0,06	0,07	0,09	0,08	0,07	0,09	0,06	0,05	0,08	0,1	0,12	0,1	
6	0,01	-0,04	-0,06	-0,05	-0,07	-0,06	-0,04	-0,03	-0,06	-0,05	-0,08	0,01	0,04	0,01	
7	-0,05	-0,07	-0,06	-0,05	-0,04	-0,07	-0,06	-0,07	-0,08	-0,09	-0,11	-0,04	-0,06	-0,05	
8	0,03	0,02	0,03	0,04	0,02	0,03	0,04	0,03	0,02	0,05	0,07	-0,05	-0,04	-0,15	
9	-0,05	-0,09	-0,1	-0,08	-0,06	-0,05	-0,07	-0,08	-0,09	-0,06	-0,1	-0,17	-0,09	-0,017	
10	0,04	0,03	0,04	0,05	0,06	0,05	0,04	0,07	0,06	0,08	0,09	0,04	0,04	-0,01	
11	0,07	0,08	0,06	0,05	0,07	0,06	0,06	0,08	0,07	0,09	0,01	0,06	0,08	0,12	
12	0,08	0,06	0,05	0,07	0,06	0,08	0,06	0,05	0,07	0,05	0,07	0,09	0,12	0,13	
13	0,06	0,02	0,03	0,02	0,04	0,02	0,04	0,03	0,05	0,07	0,1	0,05	0,06	0,02	
14	0,1	0,05	0,07	0,06	0,08	0,06	0,09	0,1	0,06	0,04	0,08	0,11	0,09	0,09	
15	0,02	-0,02	-0,04	-0,05	-0,02	-0,03	-0,04	-0,05	-0,07	-0,02	-0,07	-0,11	-0,09	0,01	
16	0,05	-0,01	-0,02	-0,03	-0,01	-0,02	-0,01	-0,01	-0,01	-0,02	-0,03	0,03	0,04	0,01	
17	0,02	0,01	0,02	0,03	0,02	0,03	0,04	0,02	0,02	0,05	0,09	0,03	0,04	-0,03	
18	-0,06	-0,22	-0,2	-0,19	-0,24	-0,2	-0,21	-0,24	-0,22	-0,23	-0,19	-0,01	-0,02	-0,19	
19	-0,04	0,03	0,02	0,03	0,04	0,05	0,07	0,08	0,09	0,08	-0,1	-0,07	-0,04	-0,14	
20	-0,05	-0,08	-0,07	-0,06	-0,09	-0,1	-0,08	-0,09	-0,1	-0,09	-0,11	0,04	0,06	-0,02	
21	-0,04	-0,09	-0,08	-0,07	-0,06	-0,06	-0,09	-0,08	-0,07	-0,08	-0,1	-0,07	-0,06	-0,01	
22	-0,03	-0,04	-0,06	-0,05	-0,04	-0,06	-0,05	-0,07	-0,08	-0,06	-0,08	0,05	0,05	0,03	
23	-0,06	-0,05	-0,06	-0,06	-0,05	-0,06	-0,07	-0,06	-0,05	-0,07	-0,11	0,01	0,01	0,03	
24	0,07	0,01	0,02	0,03	0,02	0,04	0,03	0,02	0,04	0,02	0,06	0,08	0,06	0,12	
25	0,03	-0,05	-0,04	-0,06	-0,05	-0,04	-0,02	-0,05	-0,07	-0,05	-0,08	0,03	0,04	0,02	
26	0,06	0,01	0,03	0,01	0,01	0,02	0,04	0,03	0,02	0,04	0,03	0,01	0,03	0,07	
27	0,01	0,04	0,03	0,05	0,02	0,06	0,04	0,07	0,05	0,07	0,08	0,01	0,06	0,1	
$x_s$	0,021481	-0,00778	-0,0063	-0,00296	-0,00111	0,00037	0,002963	0,00037	-0,004815	0,002963	-0,00407	0,014815	0,02296	0,0127	
D	0,002698	0,004172	0,004086	0,003937	0,00489	0,004511	0,0048524	0,005865	0,0054875	0,005845	0,007994	0,004595	0,00367	0,00744	

### Додаток Г. Статистика дрейфу коефіцієнта підсилення за 2002-2004рр.

Статистика дрейфу коефіцієнта підсилення сорока підсилювачів на базі мікросхем К157УД2, які було досліджено за допомогою установки для пришвидшеного старіння на кафедрі теоретичної радіотехніки та радіовимірювань протягом 2002-2004рр.

Загальні характеристики.

дата	час		напрацюван ня, годин	температура середовища, °С		температура компонентів, °С		напруга мережі, В
	вкл.	викл.		включення	виключення	К155ЛН 1	К157УД 2	
15.10.2002	8:30:00	18:00:00	9,50	9	20	78	78	211,0
22.10.2002	8:30:00	18:00:00	9,50	17	21	78	78	209,0
31.10.2002	8:30:00	17:30:00	9,00	16	21	78	78	205,0
07.11.2002	8:30:00	18:00:00	9,50	17	21	78	78	206,0
14.11.2002	8:30:00	18:00:00	9,50	16	23	78	78	207,0
25.11.2002	8:30:00	18:00:00	9,50	12	18	78	78	209,0
02.12.2002	8:30:00	18:00:00	9,50	11	18	78	78	206,0
06.12.2002	8:30:00	16:00:00	7,50	13	20	78	78	207,0
17.12.2002	8:30:00	18:00:00	9,50	16	22	78	78	200,0
17.01.2003	8:30:00	16:00:00	7,50	18	22	78	78	209,0
24.02.2003	8:30:00	16:00:00	7,50	18	20	78	78	207,0
21.03.2003	8:30:00	18:00:00	9,50	18	20	78	78	210,0
14.04.2003	8:30:00	18:00:00	9,50	16	22	78	78	212,0
15.05.2003	8:30:00	18:00:00	9,50	20	26	78	78	206,0
18.06.2003	8:30:00	18:00:00	9,50	22	27	78	78	206,0
15.07.2003	8:30:00	18:00:00	9,50			78	78	
19.08.2003	8:30:00	18:00:00	9,50			78	78	
16.09.2003	8:30:00	18:00:00	9,50	17	19	78	78	210,0
17.10.2003	8:30:00	16:00:00	7,50	12	15	78	78	208,0
17.11.2003	8:30:00	18:00:00	9,50	16	21	78	78	212,0
17.12.2003	8:30:00	18:00:00	9,50	15	20	78	78	205,0
25.03.2004	8:30:00	18:00:00	9,50	20	22	78	78	206,0
05.04.2004	8:30:00	18:00:00	9,50	17	21	78	78	206,0
10.04.2004	8:30:00	15:30:00	7,00	17	21	78	78	214,0
30.04.2004	8:30:00	15:30:00	7,00	15	21	78	78	202,0
13.05.2004	8:30:00	18:00:00	9,50	17	22	76	78	210,0
27.05.2004	8:30:00	18:00:00	9,50	16	22	76	78	212,0
10.06.2004	8:30:00	18:00:00	9,50	20	24	77	78	212,0
25.06.2004	8:30:00	15:30:00	7,00	22	27	77	78	214,0
29.07.2004	8:30:00	18:00:00	9,50	25	27	77	78	210,0
30.08.2004	8:30:00	18:00:00	9,50	21	26	77	78	218,0
29.09.2004	8:30:00	18:00:00	9,50	16	22	77	78	205,0
30.09.2004	8:30:00	18:00:00	9,50	16	22	77	78	214,0



## Коефіцієнт підсилення.

дата	Компонент К157 УД2, коеф-т підсилення за напругою, $f=10$ кГц, $R=2000 \Omega$ , $U_{вх.маx}=0,010$ В на лінійній ділянці АЧХ													
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
15.10.2002	277	276	277	266	300	301	282	284	288	284	277	303	292	306
22.10.2002	280	279	277	266	299	300	281	283	288	284	278	304	293	307
31.10.2002	279	278	276	266	298	300	281	283	287	283	278	304	293	307
07.11.2002	281	280	278	268	300	302	283	285	290	286	280	307	296	310
14.11.2002	287	277	276	266	298	299	281	283	288	284	278	304	294	308
25.11.2002	279	278	277	267	299	301	282	284	289	285	279	305	295	309
02.12.2002	280	279	278	267	300	301	283	284	289	285	280	306	295	309
06.12.2002	277	276	275	265	297	298	280	282	287	283	277	303	293	307
17.12.2002	279	278	277	267	299	300	282	284	289	285	280	306	295	309
17.01.2003	277	276	276	265	298	299	281	283	288	283	281	307	296	310
24.02.2003	276	274	275	264	297	298	280	282	287	283	279	305	294	308
21.03.2003	278	276	276	265	297	291	278	280	285	281	277	303	292	306
14.04.2003	272	271	272	261	294	295	278	279	285	280	277	302	292	306
15.05.2003	274	272	272	262	297	0	133	0	280	275	277	303	292	306
18.06.2003	279	277	278	267	305	0	126	0	285	281	277	303	292	306
15.07.2003	280	278	279	268	305	0	123	0	287	282	277	303	292	306
19.08.2003	281	279	280	268	306	0	121	0	287	283	279	304	292	306
16.09.2003	282	281	281	270	308	0	120	0	289	306	280	306	294	307
17.10.2003	284	283	284	273	311	0	111	0	293	303	278	303	292	306
17.11.2003	280	279	280	269	306	0	122	0	287	305	279	305	293	307
17.12.2003	283	278	283	270	308	0	119	0	289	303	278	303	295	308
25.03.2004	277	275	276	265	302	0	105	0	283	297	272	297	286	300
05.04.2004	278	277	278	267	304	0	107	0	286	304	279	304	293	306
10.04.2004	277	275	277	266	303	0	105	0	286	303	278	303	292	306
30.04.2004	281	279	280	270	306	0	97	0	287	306	281	306	294	308
13.05.2004	280	270	273	262	299	0	105	0	282	298	273	298	287	300
27.05.2004	279	277	278	268	304	0	99	0	287	299	274	299	288	301
10.06.2004	274	272	274	263	330	0	104	0	282	297	273	297	286	300
25.06.2004	278	276	277	267	303	0	104	0	285	302	277	302	290	304
29.07.2004	271	269	271	260	296	0	108	0	278	296	274	296	284	300
30.08.2004	277	275	278	267	304	0	100	0	286	301	277	301	290	304
29.09.2004	268	266	271	260	297	0	102	0	284	301	276	301	288	302
30.09.2004	289	288	290	279	317	0	86	0	299	323	296	323	308	321

дата	Компонент К157 УД2, коеф-т підсилення за напругою, $f=10$ kHz, $R=2000 \Omega$ , $U_{вх.маx}=0,010$ В на лінійній ділянці АЧХ													
	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28
15.10.2002	355	361	273	287	351	369	342	359	313	280	378	369	343	334
22.10.2002	357	363	275	289	352	370	344	362	315	282	380	371	345	336
31.10.2002	357	363	275	289	352	370	345	362	315	282	380	371	345	336
07.11.2002	359	365	276	291	354	372	348	365	318	284	383	374	348	339
14.11.2002	357	363	275	289	352	370	345	363	316	283	381	372	346	337
25.11.2002	358	364	275	290	353	371	348	365	318	285	383	374	349	339
02.12.2002	359	365	276	291	354	372	349	366	318	285	384	375	349	340
06.12.2002	356	362	274	288	352	370	346	363	317	284	382	373	348	339
17.12.2002	359	364	277	291	355	372	348	366	319	285	383	374	348	340
17.01.2003	360	365	277	292	355	373	350	367	320	286	384	376	350	341
24.02.2003	358	363	276	291	355	373	348	365	319	285	384	375	350	341
21.03.2003	356	361	274	289	353	371	346	363	317	283	382	373	347	339
14.04.2003	356	361	275	289	353	371	345	363	316	283	381	372	347	338
15.05.2003	356	361	274	290	353	371	347	364	317	284	382	373	347	338
18.06.2003	357	362	274	289	352	370	345	362	316	283	380	371	345	336
15.07.2003	356	361	274	288	352	370	344	361	315	282	380	371	345	336
19.08.2003	355	360	274	288	350	368	345	362	315	283	380	371	346	337
16.09.2003	357	362	275	290	351	370	347	364	317	284	382	372	347	338
17.10.2003	355	360	274	288	350	369	344	360	314	281	380	370	345	336
17.11.2003	356	361	275	289	351	370	343	359	313	279	377	386	343	334
17.12.2003	355	359	273	289	351	368	342	361	315	280	379	369	342	333
25.03.2004	348	353	268	282	343	362	341	357	311	278	376	367	341	333
05.04.2004	355	360	273	287	350	368	352	369	320	286	386	377	350	341
10.04.2004	355	360	272	287	349	367	350	367	319	285	384	375	349	340
30.04.2004	356	362	274	289	351	370	354	370	322	288	387	378	351	343
13.05.2004	348	354	268	282	344	362	346	363	315	282	380	371	345	336
27.05.2004	350	355	269	283	345	363	346	362	315	282	380	371	345	336
10.06.2004	348	353	267	281	343	361	345	361	314	281	378	369	344	335
25.06.2004	353	358	271	285	347	365	348	364	316	283	381	372	346	337
29.07.2004	349	354	268	282	344	362	345	360	314	281	378	369	344	335
30.08.2004	354	359	272	286	349	367	348	364	317	284	381	372	345	336
29.09.2004	351	356	271	285	347	365	347	363	316	283	381	372	347	338
30.09.2004	370	376	286	301	361	383	351	368	321	286	385	376	350	341

дата	Компонент K157 УД2, коеф-т підсилення за напругою, $f=10$ kHz, $R=2000 \Omega$ , $U_{вх.мах}=0,010$ В на лінійній ділянці АЧХ												
	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	Сер.
15.10.2002	318	311	267	277	309	286	269	310	305	301	345	306	308
22.10.2002	320	313	269	278	310	287	270	311	307	303	346	308	310
31.10.2002	320	313	268	278	309	287	270	311	306	302	346	308	309
07.11.2002	323	315	271	280	311	289	270	313	308	304	347	309	312
14.11.2002	321	314	269	278	310	287	269	311	307	303	347	309	310
25.11.2002	324	316	270	279	311	288	270	313	305	305	349	310	311
02.12.2002	324	316	271	280	312	289	271	313	304	305	348	309	312
06.12.2002	323	315	268	278	309	287	268	311	307	303	347	309	309
17.12.2002	323	316	269	278	310	288	269	311	307	303	347	309	311
17.01.2003	325	318	270	279	311	287	267	303	308	304	348	309	311
24.02.2003	325	318	269	278	310	295	271	306	307	303	348	310	311
21.03.2003	323	316	268	277	309	293	270	304	306	302	346	308	309
14.04.2003	322	314	267	276	308	285	265	300	303	300	341	303	307
15.05.2003	322	314	267	277	309	287	266	301	305	301	344	306	290
18.06.2003	320	312	266	275	307	284	262	299	303	299	342	304	290
15.07.2003	320	312	266	275	308	285	262	298	304	299	342	304	290
19.08.2003	321	313	266	275	308	285	261	298	305	300	343	305	290
16.09.2003	322	314	268	277	309	286	262	299	306	301	344	306	292
17.10.2003	321	313	269	279	311	290	266	303	309	304	348	309	292
17.11.2003	318	310	267	276	310	287	262	300	306	300	345	307	291
17.12.2003	317	312	268	278	310	288	265	301	307	302	346	306	291
25.03.2004	316	309	267	276	309	255	294	299	305	300	342	304	287
05.04.2004	324	316	273	283	316	260	300	306	311	308	349	310	293
10.04.2004	323	316	272	282	315	259	300	306	311	306	348	309	292
30.04.2004	325	318	277	287	320	261	35	311	314	310	350	312	288
13.05.2004	319	312	272	282	315	258	299	307	310	306	346	308	289
27.05.2004	319	312	272	282	315	258	299	304	307	304	343	305	289
10.06.2004	318	310	271	280	313	257	297	302	306	302	340	303	288
25.06.2004	320	312	274	284	316	260	299	304	308	304	343	305	291
29.07.2004	317	310	270	279	312	254	296	301	305	301	339	302	287
30.08.2004	318	310	272	281	314	256	297	302	306	302	340	303	290
29.09.2004	321	313	277	287	322	263	305	311	314	301	349	310	290
30.09.2004	325	317	260	269	306	252	292	296	302	298	340	303	296

**Додаток Д. Акт впровадження результатів дисертаційної роботи.**

Исх. № 01/05-14

01 Мая 2014 г

**АКТ**

**ИСПЛЬЗОВАНИЯ РЕЗУЛЬТАТОВ ИССЛЕДОВАНИЯ**

по теме диссертационной работы Заярнюка Павла Михайловича  
«Методы пошаговой оптимизации процессов обеспечения надежности  
радиоэлектронной аппаратуры на этапе производства»

Этим актом подтверждаем, что основные выводы диссертационной работы были проверены на этапе первого запуска и приработки радиоэлектронной аппаратуры (РЭА) морского назначения в особенных климатических зонах (тропический климат, Экваториальная Гвинея). Была изучена специфика надежности РЭА и особенности дрейфов параметров в условиях повышенных температуры и влажности.

Предложенные Заярнюком П.М. пути моделирования и оптимизации процессов позволяют спрогнозировать надежность РЭА по параметрам случайных процессов дрейфов определяющих параметров любого характера.

Разработанные методы были внедрены в реальных условиях установки и приработки оборудования радиосвязи и навигационного оборудования морского назначения. Они позволяют улучшить работоспособность РЭА и увеличить сроки ее эксплуатации.

Директор з-да



Арунас Шкакалинис

Ответственный сдатчик



Борис Мельников