

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ  
НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ “ЛЬВІВСЬКА ПОЛІТЕХНІКА”

**Ю.Я. Бобало, В.Б. Дудикевич, В.М. Максимович,  
В.О. Хорошко, А.М. Бісик, Р.Т. Смук,  
Ю.Б. Сторонський**

**МЕТОДИ І ЗАСОБИ  
ОПРАЦЮВАННЯ  
ВИХІДНИХ СИГНАЛІВ  
ДОЗИМЕТРИЧНИХ ДЕТЕКТОРІВ**

Львів  
Видавництво Національного університету “Львівська політехніка”  
2009

*Рекомендувала Вчена рада  
Національного університету “Львівська політехніка”  
(протокол № 20 від 24.02.2009 р.)*

**Рецензенти:**

**Кушнір Р.М.**, д-р фіз.-мат. наук, професор, ППММ ім. Я.С. Підстригача НАН України, член-кореспондент НАН України;

**Сопрунюк П.М.**, д-р техн. наук, професор, Фізико-механічний інститут ім. Г.В. Карпенка НАН України;

**Шелест М.Є.**, д-р техн. наук, професор, Державний університет інформаційно-комунікаційних технологій, м. Київ

**Бобало Ю.Я. та ін.**

М 545      Методи і засоби опрацювання вихідних сигналів дозиметричних детекторів: Монографія / Ю.Я. Бобало, В.Б. Дудикевич, В.М. Максимович, В.О. Хорошко, А.М. Бісик, Р.Т. Смук, Ю.Б. Сторонський. – Львів: Видавництво Національного університету “Львівська політехніка”, 2009. – 200 с.  
ISBN 978-966-553-791-5

Розглянуто принципи побудови сучасних дозиметричних пристроїв. Наведено оригінальні апаратні і програмні засоби опрацювання вихідних сигналів дозиметричних детекторів, що забезпечують покращення метрологічних характеристик пристроїв. Описано імітаційні моделі джерел випромінювання, детекторів і засобів опрацювання, які дають змогу аналізувати статичні і статистичні характеристики дозиметрів під час їхнього проектування. Наведено дані про дозиметричні пристрої різного призначення, що створені на основі нових принципів побудови, серійно випускаються і використовуються в різних галузях. Розглянуто питання проектування дозиметричної апаратури і завдання забезпечення її надійності.

Монографія розрахована на наукових та інженерно-технічних працівників, що працюють в галузях інформаційно-вимірювальної та обчислювальної техніки. Може бути корисною для студентів старших курсів, що спеціалізуються у відповідних напрямках.

© Бобало Ю.Я., Дудикевич В.Б.,  
Максимович В.М., Хорошко В.О.,  
Бісик А.М., Смук Р.Т.,  
Сторонський Ю.Б., 2009

© Національний університет  
“Львівська політехніка”, 2009

# ЗМІСТ

|  |    |
|--|----|
| Список скорочень.....  | 6  |
| Вступ.....   | 7  |
| <b>Розділ 1. Аналіз методів і засобів вимірювання<br/>дозиметричних величин</b> .....  | 9  |
| 1.1. Класифікація методів і засобів вимірювання дозиметричних<br>величин, основні характеристики дозиметричних<br>пристроїв (ДП), сфери їхнього застосування ..... | 9  |
| 1.1.1. Дозиметричні величини .....   | 9  |
| 1.1.2. Класифікація методів і засобів вимірювання<br>дозиметричних величин .....   | 10 |
| 1.1.3. Основні технічні характеристики ДП .....  | 12 |
| 1.1.4. Галузі застосування ДП .....  | 14 |
| 1.2. Фактори, що обмежують динамічний діапазон дозиметричних<br>пристроїв, можливості його розширення .....  | 15 |
| 1.3. Напрями покращення метрологічних характеристик ДП<br>в умовах невизначеної динаміки зміни вимірюваної величини .....  | 17 |
| 1.4. Методи дослідження характеристик дозиметричних пристроїв .....  | 19 |
| <b>Розділ 2. Імітаційні моделі джерел випромінювання<br/>і дозиметричних детекторів</b> .....  | 21 |
| 2.1. Генератори пуассонівських імпульсних послідовностей.....  | 21 |
| 2.1.1. Основні вимоги до структур ГПП та їхніх<br>технічних характеристик .....  | 21 |
| 2.1.2. ГПП на основі генераторів М-послідовностей .....  | 23 |
| 2.1.3. ГПП на основі лінійного конгруентного методу.....   | 35 |
| 2.1.4. Реалізація ГПП на основі стандартних функцій<br>алгоритмічних мов програмування .....   | 39 |
| 2.2. Імітаційні моделі джерел випромінювання (ДВ)<br>і дозиметричних детекторів (ДД).....  | 42 |
| 2.2.1. Імітаційні моделі ДВ .....  | 42 |
| 2.2.2. Імітаційні моделі ДД .....  | 47 |
| <b>Розділ 3. Апаратні засоби покращення метрологічних<br/>характеристик дозиметричних пристроїв</b> .....  | 55 |
| 3.1. Використання число-імпульсних функціональних<br>перетворювачів (ЧФП).....   | 55 |

|  |            |
|--|------------|
| 3.1.1. Можливості використання ЧФП для опрацювання вихідних сигналів ДД .....                      | 55         |
| 3.1.2. Використання універсального цифрового інтенсиметра для побудови ДП .....                    | 55         |
| 3.1.3. Використання ЧФП для масштабування вимірюваних величин і компенсації мертвого часу ДД ..... | 62         |
| 3.2. Використання двоканального способу вимірювання потужності експозиційної дози (ПЕД) .....      | 68         |
| 3.3. Розширення динамічного діапазону ДП відновленням вихідного імпульсного потоку ДД .....        | 71         |
| 3.4. Нормування мертвого часу ДД .....   | 78         |
| 3.5. Корекція енергетичної характеристики ДД .....   | 81         |
| <b>Розділ 4. Покращення метрологічних характеристик ДП алгоритмічними методами .....</b>           | <b>86</b>  |
| 4.1. Можливості алгоритмічних методів .....  | 86         |
| 4.2. Використання методу залежної лічби для вимірювання інтенсивності дози .....                   | 86         |
| 4.3. Алгоритми роботи ДП з блоками детектування низької чутливості .....                           | 91         |
| 4.4. Мікропроцесорні ДП з розширеним динамічним діапазоном .....                                   | 97         |
| <b>Розділ 5. Реалізація та впровадження розроблених ДП .....</b>                                   | <b>104</b> |
| 5.1. Дозиметр-радіометр гамма-бета-випромінювань ДКС-01 “СЕЛВІС” .....                             | 104        |
| 5.2. Радіометр-дозиметр гамма-бета-випромінювань РКС-01 “СТОРА” .....                              | 112        |
| 5.3. Дозиметр-радіометр універсальний МКС-У .....  | 116        |
| 5.4. Дозиметр-радіометр гамма-бета-випромінювань пошуковий МКС-07 “ПОШУК” .....                    | 128        |
| 5.5. Дозиметр гамма-випромінювання індивідуальний ДКГ-21 ....                                      | 134        |
| <b>Розділ 6. Надійність дозиметричної апаратури .....</b>  | <b>139</b> |
| 6.1. Проектування дозиметричної апаратури (ДА) і завдання забезпечення її надійності .....         | 141        |
| 6.2. Кількісні характеристики надійності ДА .....  | 145        |
| 6.2.1. Елемент дискретної дії .....  | 149        |
| 6.2.2. Відновлюваний елемент .....   | 150        |
| 6.2.3. Кінцевий час відновлення .....  | 155        |

|  |            |
|--|------------|
| 6.3. Показники надійності ДА .....   | 157        |
| 6.4. Проблеми проектування окремих вузлів конструкцій .....                                | 161        |
| 6.5. Математична модель відмов елементів ДА .....  | 162        |
| 6.5.1. Аналіз фізичних процесів деградації .....   | 162        |
| 6.5.2. Математична модель деградації .....   | 168        |
| 6.5.3. Математична модель відмов ДА .....  | 169        |
| 6.6. Дослідження моделей відмов ДА .....   | 178        |
| 6.6.1. Порівняльний аналіз імовірно-фізичних моделей<br>відмов ДА .....                    | 178        |
| 6.6.2. Оцінка коефіцієнта варіації розподілу параметрів<br>напрацювання елементів ДА ..... | 181        |
| 6.7. Модель надійності необслуговуваної ДА .....   | 182        |
| 6.8. Моделі надійності обслуговуваної ДА .....   | 186        |
| <b>Список літератури .....</b>   | <b>190</b> |

## СПИСОК СКОРОЧЕНЬ

- ВІС** – велика інтегральна схема;  
**ВЧДД** – високочутливий дозиметричний детектор;  
**ГППП** – генератор пуассонівської імпульсної послідовності;  
**ГПЧ** – генератор псевдовипадкових чисел;  
**ДА** – дозиметрична апаратура;  
**ДВ** – джерело випромінювання;  
**ДД** – дозиметричний детектор;  
**ДП** – дозиметричний пристрій;  
**ЕД** – експозиційна (еквівалентна) доза;  
**НЧДД** – низькочутливий дозиметричний детектор;  
**ПЕД** – потужність експозиційної (еквівалентної) дози;  
**ПЛІС** – програмовані логічні інтегральні схеми;  
**СВП** – схема відновлення імпульсного потоку;  
**ЧІФП** – число-імпульсний функціональний перетворювач;  
**ЧПРВ** – час поновлення результатів вимірювання інтенсивності дози.

## ВСТУП

Розвиток методів і засобів вимірювання параметрів іонізуючих випромінювань і, відповідно, методів і засобів опрацювання вихідних сигналів ДД зумовлені: необхідністю комплексного покращення основних метрологічних та споживацьких характеристик ДП різного призначення для задоволення щораз вищих вимог до вимірювання параметрів радіаційних випромінювань; необхідністю поліпшення інформаційно-сервісних якостей пристроїв під час створення систем моніторингу за радіаційними параметрами навколишнього середовища. Сучасні вимоги до ДП можуть реалізуватись завдяки: можливості, на підставі нових принципів опрацювання вихідних сигналів ДД, істотного розширення динамічного діапазону вимірювання ПЕД гамма- та рентгенівського випромінювань (відповідно густини потоків бета-, альфа-частинок чи нейтронів) для пристроїв, орієнтованих на використання традиційних типів ДД, зокрема лічильників Гейгера–Мюллера; можливості урахування особливостей напівпровідникових і сцинтиляційних ДД під час розроблення відповідних схемотехнічних рішень опрацювання сигналів.

Опрацювання вихідних сигналів ДД може здійснюватись різними засобами, які можна поділити на апаратні (що реалізуються на “жорсткій логіці”) і програмні (що реалізуються на мікропроцесорах і мікроконтролерах). Останні є універсальнішими, гнучкішими, такими, що можуть забезпечити розроблення цілої низки ДП різного призначення при відповідній зміні алгоритмів опрацювання. Переваги апаратних засобів проявляються у разі: необхідності відновлення імпульсного потоку на виході ДД для покращення динамічних параметрів ДП, необхідності урахування енергетичної характеристики ДД, організації багатоканальних вимірювань, роботи з імпульсними потоками високої частоти. Апаратні і програмні засоби часто доповнюють одні одних і можуть поєднуватись при реалізації ДП.

Основними завданнями, що вирішуються під час вимірювань експозиційної дози (ЕД), ПЕД та густини потоків іонізуючих частинок, є: масштабування вимірюваної величини з метою отримання результату в заданих фізичних одиницях; урахування мертвого часу ДД; компенсація енергетичної характеристики ДД; розширення динамічного діапазону ДП; оптимізація, автоматичний вибір і корекція часу вимірювання для досягнення заданої точності і швидкодії; цифрова фільтрація часткових вимірювань, якщо необхідне виявлення короткочасних змін інтенсивності дози [1–4].

Деякі зі сформульованих завдань можуть вирішуватись за допомогою число-імпульсних функціональних перетворювачів (ЧФП), які дають змогу опрацювати вхідні імпульсні потоки (число-імпульсні коди) в реальному масштабі часу [5–12]. Однак невіршеними залишаються завдання вибору оптимальних структур ЧФП для забезпечення заданих статичних і статистичних характеристик у широкому діапазоні значень вимірюваних величин.

Розширення динамічного діапазону ДП може бути забезпечене відновленням вихідного імпульсного потоку ДД. При цьому необхідно, щоб інтенсивність імпульсів на виході детектора в реальному часі якомога пропорційніше повторяла хід інтенсивності випромінювань в якомога ширшому динамічному діапазоні за якомога більшої чутливості [13–16]. Такий підхід, окрім того, дає можливість отримувати інформацію про динаміку випромінювання протягом часу вимірювання, що може сприяти істотному покращенню метрологічних характеристик пошукових ДП. Дослідження показали можливість подальшого удосконалення цього підходу, адаптації його до розв'язання актуальних задач створення пошукових і широкодіапазонних ДП.

Опрацюючи вихідні сигнали ДД програмними методами, необхідно враховувати як параметри самих детекторів, так і параметри ДП загалом, що мають бути забезпечені у ході проектування. При цьому виникає низка теоретичних задач, пов'язаних, зокрема, з описом імпульсних потоків на виході детектора, які через наявність мертвого часу детектора не підпорядковуються пуассонівському закону розподілу. Окремим завданням є створення алгоритмів роботи ДП з детекторами низької чутливості. Певні результати, отримані в цьому напрямі [17], є недостатніми.

Проектування засобів опрацювання вихідних сигналів ДД, а також дослідження їхніх метрологічних характеристик можуть здійснюватись аналітичними методами, з використанням фізичних і математичних імітаційних моделей. Останні, зважаючи на імовірнісний характер розподілу в часі квантів і частинок іонізуючих випромінювань і, відповідно, імовірнісний характер імпульсних послідовностей на виході ДД, можуть вважатись основними під час проектування ДП. Отже, необхідне створення моделей джерел випромінювань, детекторів, алгоритмів і структур опрацювання вихідних сигналів ДД.

Ця робота, метою якої є вирішення низки вищезазначених проблем, є результатом співпраці науковців Національного університету “Львівська політехніка”, Державного університету інформаційно-комунікаційних технологій і приватного підприємства “Науково-виробниче приватне підприємство “Спаринг-Віст Центр”.



# РОЗДІЛ 1

## АНАЛІЗ МЕТОДІВ І ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАННЯ ДОЗИМЕТРИЧНИХ ВЕЛИЧИН

### 1.1. Класифікація методів і засобів вимірювання дозиметричних величин, основні характеристики дозиметричних пристроїв, сфери їхнього застосування

#### 1.1.1. Дозиметричні величини

На цей час у різних галузях господарства широко застосовуються іонізуючі випромінювання, тож необхідно вирішувати завдання захисту від них. Існує низка фізичних характеристик випромінювань, до яких належать: поле випромінювання, потік випромінювання, густина потоку частинок, період напіврозпаду, активність радіоактивного ізотопу, об'ємна активність, питома активність. Однак ці характеристики випромінювання не можуть повністю відобразити його фізіологічного впливу на організм людини. Поряд із цими величинами, які доволі повно описують поле випромінювання, додатково використовуються спеціальні фізичні величини, що характеризують біологічну дію іонізуючого випромінювання, основні з яких наведені нижче.

Поглинена радіаційна доза – це енергія, одержана речовиною від іонізуючого випромінювання, віднесена до одиниці маси опроміненої величини. Одиницями поглиненої дози є *Грей* (1 *Гр* відповідає 1 *Дж* на *кг*) і *рад* (*Radiation Absorbed Dose*):  
 $1 \text{ рад} = 100 \text{ ерг/г} = 10^{-2} \text{ Гр}$ ,  $1 \text{ Гр} = 100 \text{ рад}$ .

Поглинута доза є фундаментальним показником, оскільки біологічна дія випромінювання може бути пов'язана з енергією випромінювання, яку витримує жива тканина. Дози, які в практиці захисту живих організмів від випромінювання вважаються допустимими, становлять  $10^{-7} \dots 10^{-8} \text{ Гр}$ . Такі числові значення величини не є зручними у користуванні, тому практично застосовується інша, зручніша одиниця поглиненої дози, а саме експозиційна доза (ЕД) як міра іонізації повітря від гамма- та рентгенівського випромінювань.

Вона є сумою електричних зарядів усіх іонів одного знака у певному елементі об'єму повітря, поділеною на масу повітря у цьому об'ємі. Одиницею експозиційної дози є *рентген*:  $1 R = 2,58 \cdot 10^{-4} \text{ Кл/кг}$ . Із 1985 року було введено єдину одиницю вимірювання іонізуючої дози у системі SI – *кулон на кілограм*, яка із рентгеном пов'язана співвідношенням  $1 \text{ Кл/кг} = 3,876 \cdot 10^3 R$ .

Інтенсивність дози відображає дозу радіації за одиницю часу, яка стосовно гамма- та рентгенівського випромінювань визначається як потужність дози гамма- та рентгенівського випромінювань – ПЕД.

У радіаційному захисті використовують спеціальний термін, що називається еквівалентною дозою. Вона відрізняється від поглиненої дози тим, що характеризує міру біологічної небезпеки радіоактивних частинок. Еквівалентна доза визначається як добуток поглиненої дози  $D$  і коефіцієнта якості  $q$  (коефіцієнта передачі енергії):  $H = D \cdot q$ . Одиницею еквівалентної дози є *Зиверт*, а її розмірність така сама, як і поглиненої дози. *Зиверт* дорівнює еквівалентній дозі, для якої добуток поглиненої дози у біологічній тканині стандартного складу на середній коефіцієнт якості дорівнює  $1 \text{ Дж/кг}$ .

Вище наведено дозиметричні величини, що стосуються гамма- та рентгенівського випромінювань. У дозиметрії під час вимірювання параметрів бета-, альфа- та нейтронного випромінювань використовують таку величину, як густина потоку відповідно бета-частинок, альфа-частинок, теплових чи швидких нейтронів, яка звичайно визначається в *частинках* на  $\text{см}^2 \cdot \text{хв}$  і є характеристикою інтенсивності випромінювання, як і ПЕД.

### **1.1.2. Класифікація методів і засобів вимірювання дозиметричних величин**

Різноманітність засобів вимірювання дозиметричних величин пояснюється їхнім різним призначенням, різними вимогами до їхніх технічних характеристик, різними принципами їхньої побудови. У зв'язку з цим наведемо класифікацію ДП.

За типом випромінювання, параметри якого визначаються, ДП поділяються на прилади для вимірювань:

- рентгенівського випромінювання;
- гамма-випромінювання;
- бета-випромінювання;

- альфа-випромінювання;
- нейтронного випромінювання.

Треба зауважити, що існують дозиметричні прилади, які можуть вимірювати два та більше типів випромінювань, і, відповідно, дві та більше фізичних величин. Такі прилади належать до класу дозиметрів-радіометрів. Однак у цій роботі для спрощення ці прилади також називатимуться просто ДД (дозиметричними пристроями).

За типом ДД, що використовуються, ДД належать до приладів на базі:

- газонаповнених іонізуючих камер:
  - пропорційних лічильників;
  - лічильників Гейгера-Мюллера;
- сцинтиляційних детекторів;
- напівпровідникових детекторів;
- хімічних детекторів;
- фотоемульсійних детекторів;
- термолюмінесцентних детекторів;
- радіофотолюмінесцентних детекторів.

За формою вихідного сигналу ДД дозиметричні пристрої поділяються на ДД, що використовують ДД з:

- аналоговим виходом (струм, напруга);
- імпульсним виходом (імпульсна послідовність).

За необхідністю і способом компенсації (корекції) енергетичної характеристики ДД дозиметричні пристрої поділяються на ДД:

- без необхідності компенсації енергетичної характеристики ДД;
- із фізичною корекцією енергетичної характеристики ДД;
- з апаратною компенсацією енергетичної характеристики ДД.

За способом розширення діапазону вимірювання інтенсивності дози:

- з використанням комбінацій ДД різної чутливості;
- з опрацюванням вихідної імпульсної послідовності ДД з урахуванням його мертвого часу.

За призначенням:

- індивідуальні;
- пошукові;
- багатофункціональні;
- стаціонарні моніторингові.

За рівнем виконання:

- професійні;
- спецпризначення;
- побутові.

У цій роботі розглядатимуться переважно методи і засоби опрацювання вихідних сигналів ДД, що мають форму імпульсної послідовності, як такі, що забезпечують кращі технічні характеристики ДП. У зв'язку з цим окремо наведемо класифікацію відповідних методів і засобів опрацювання таких сигналів.

Основою опрацювання вихідних імпульсних сигналів ДД можуть бути такі вимірювальні процедури:

- підрахунок вихідних імпульсів ДД за певний зразковий час;
- визначення часу, протягом якого кількість вихідних імпульсів ДД досягає певного значення;
- вимірювання часових інтервалів між вихідними імпульсами ДД;
- відновлення спотвореної мертвим часом ДД імпульсної послідовності на виході детектора.

Усі названі методи є базовими і передбачають подальше опрацювання вимірювальної інформації з метою забезпечення заданих характеристик ДП. Засобами опрацювання можуть здійснюватись такі функції:

- масштабування вимірювальної інформації з метою отримання результату у заданих одиницях;
- компенсація мертвого часу ДД;
- автоматичний вибір часу вимірювання для забезпечення заданої точності;
- цифрова фільтрація значень часових інтервалів між імпульсами з метою виявлення короткочасних змін інтенсивності дози.

### **1.1.3. Основні технічні характеристики ДП**

ДП повинні забезпечувати вимірювання параметрів іонізуючих випромінювань із заданими (нормованими) метрологічними характеристиками, основні з яких наведено нижче.

*Діапазон вимірювання інтенсивності дози* для гамма- та рентгенівського випромінювань визначається як діапазон вимірювання потужності експозиційної (еквівалентної) дози (одиниці вимірювання: для потужності експозиційної дози –  $R/\text{год}$ , для потужності

еквівалентної дози –  $Зв/год$ ), а для бета-, альфа- та нейтронного випромінювань – як діапазон поверхневої густини потоку відповідно бета-частинок, альфа-частинок, теплових чи швидких нейтронів (одиниця вимірювання –  $частинки на см^2 \cdot хв$ ).

*Діапазон вимірювання дози* для гамма- та рентгенівського випромінювань визначається як діапазон вимірювання ЕД (одиниці вимірювання: для експозиційної дози –  $P$ , для еквівалентної дози –  $Зв$ ).

*Відносні похибки* вимірювання ПЕД, ЕД і поверхневої густини потоку визначаються у відсотках з певною (як правило 0,95) надійною імовірністю. Остання обставина враховує імовірнісний характер іонізуючих потоків квантів чи частинок.

*Енергетичні діапазони вимірювань* для кожного типу випромінювань визначаються в  $MeV$ .

*Енергетична залежність* визначається у відсотках як максимальна додаткова відносна похибка в енергетичному діапазоні вимірювань щодо енергії випромінювання загальноприйнятого у міжнародній практиці радіоізоотопу. Для гамма-випромінювання, наприклад, це ізоотоп  $^{137}Cs$ , а для бета-випромінювання – ізоотоп  $^{90}Sr + ^{90}Y$ .

*Часові інтервали вимірювань* можуть визначатись в одиницях часу як фіксовані величини чи змінні у певному діапазоні залежно від використовуваних методів вимірювання.

*Чутливість блока детектування* ДП до певного типу випромінювання визначається для гамма- та рентгенівського випромінювань в  $\frac{імп./с}{мкP/год}$  чи  $\frac{імп./с}{Зв/год}$ , а для бета-, альфа- та нейтронного випромінювань в  $\frac{імп. \cdot см^2}{частинка (нейтрон)}$ .

Дозиметричні пристрої, як правило, мають низку додаткових сервісних функцій і відповідні технічні характеристики, серед яких можна виділити такі: час поновлення результатів вимірювання інтенсивності дози, час накопичення ЕД; дискретність запам'ятовування історії накопичення ЕД; дискретність і діапазон програмування порогових рівнів (за ПЕД, за ЕД, за густиною потоку).

Перелічені технічні характеристики ДП є загальноприйнятими і широко використовуються. Однак вони є недостатніми під час вимірювань в умовах нестационарності потоку випромінювання – зміни ПЕД у ході вимірювання [18–21]. У зв'язку з цим існує певна прогалина в практичній метрології, тобто ніяк не нормується похиб-

ка вимірювання в умовах з негарантованою стаціонарністю (тобто в звичайних умовах практичних вимірювань, оскільки інтенсивність випромінювання завжди якось змінюється в часі). Було б добре нормувати похибку вимірювання хоча б для деяких швидкостей зміни інтенсивності (крутості наростання чи спаду), щоб споживач міг орієнтуватись у використанні приладу для конкретних умов і завдань вимірювань. Нехтування цією складовою похибки спричиняє, наприклад, під час дозиметричних вимірювань заниження дозових оцінок і прогнозів (тим більше, що, залежно від ситуації, йдеться не про одиниці чи десятки процентів, а інколи про сотні процентів).

У зв'язку з цим існує необхідність вирішити такі проблеми [18]:

- по-перше, необхідно виробити критерії і способи оцінки похибки апаратури в умовах зміни радіаційного поля з доволно змінною динамікою випромінювання;

- по-друге, необхідно сформулювати обов'язкову для розробників апаратури вимогу забезпечити визначення факту (моменту) виходу інтенсивності випромінювання за діапазон вимірювання (і сигналізації про це), а також виробити відповідні способи випробувань на відповідність цій вимозі;

- по-третє, необхідно виробити критерії і параметри пошукових властивостей приладів, оскільки багато пристроїв, що декларуються як пошукові, не забезпечуються системою конкретних параметрів.

### **1.1.4. Галузі застосування ДП**

Основними галузями застосування ДП є:

- системи радіаційного контролю, зокрема: у підрозділах радіохімічної розвідки цивільної оборони, у Збройних силах, у службах дозиметричного контролю атомної енергетики, у медицині, в ядерній фізиці;

- дозиметричний і радіометричний контроль на промислових підприємствах;

- екологічні дослідження;

- контроль радіаційної чистоти житлових приміщень, будівель і споруд, територій, що до них прилягають, предметів побуту, одягу, поверхні ґрунту на присадибних ділянках, транспортних засобів;

- контроль за несанкціонованим переміщенням радіоактивних та ядерних матеріалів через державний кордон;

- неперервний моніторинг радіаційно небезпечних об'єктів.

## **1.2. Фактори, що обмежують динамічний діапазон дозиметричних пристроїв, можливості його розширення**

Одним з основних типів детекторів, що використовувались і досі використовуються в приладах радіаційного контролю, є лічильники Гейгера–Мюллера. Постійний інтерес до них [22, 23] зумовлюється їхніми основними перевагами: простотою конструкції, простотою формування корисних сигналів, малими розмірами і зручністю в експлуатації. Однак їхнім основним недоліком є обмежений динамічний діапазон, зумовлений великим мертвим часом. До того ж традиційна схема увімкнення самогасних лічильників Гейгера–Мюллера призводить до формування мертвого часу продовжуючого типу, що ще більше обмежує динамічний діапазон вимірювань.

На початку 50-х років ХХ ст., коли не було самогасних лічильників, схема увімкнення доступних тоді газорозрядних лічильників містила блок гасіння, тому реєстрація іонізуючих частинок супроводжувалась мертвим часом непродовжуючого типу. Особливості роботи газорозрядних та інших детекторів з мертвим часом продовжуючого і непродовжуючого типів наведено в [24, 25]. Показано, що робота газорозрядних детекторів з мертвим часом продовжуючого типу є практично неможливою у полях іонізуючого випромінювання високої інтенсивності, тим більше якщо ці поля є нестационарними. Світовий досвід використання традиційних схем увімкнення газорозрядних детекторів в приладах для оцінки радіаційної ситуації на підприємствах ядерного паливного циклу, особливо в гострі періоди аварій, є хорошим підтвердженням цього.

Загальноприйнятим підходом до розширення динамічного діапазону приладів з газорозрядними лічильниками в область високих інтенсивностей потоків іонізуючого випромінювання є використання додаткових лічильників з низькою ефективністю реєстрації, що не завжди є зручним у плані відтворюваності геометрії і чутливості вимірювань, а також необхідності “зшивки” діапазонів. Проблема великих швидкостей підрахунку вирішується не найефективніше, а повніше використання можливостей самого газорозрядного лічильника взагалі не розглядається.

Основою коректного визначення швидкості підрахунку частинок, що реєструються, під час розширення динамічного діапазону є урахування мертвого часу детектора. Оскільки сам детектор та інші частини вимірювального пристрою мають скінченну часову

розрізняльну здатність, вимірювання неминуче супроводжуються втратою деякої кількості імпульсів [26]. Внаслідок цього формується систематична похибка швидкості підрахунку, класичним методом компенсації якої є метод живого часу, що ґрунтується на припущенні про стаціонарність вимірюваного потоку іонізуючого випромінювання упродовж часу вимірювання.

Усі відомі версії коригувальних формул математично є еквівалентними формулі так званого живого часу

$$\rho_1 = \frac{N_0}{T_1} = \frac{N_0}{T - T_d} = \frac{N_0}{T - \sum_{N_0} \tau_{m_i}}, \quad (1.1)$$

де  $\rho_1$  – швидкість підрахунку імпульсів (інтенсивність імпульсів) за живим часом;  $N_0$  – кількість подій (імпульсів), зареєстрованих детектором;  $T_1$  – сумарний живий час, що є різницею між реальним часом вимірювання  $T$  і сумарним мертвим часом  $T_d$ , який є результатом підсумовування елементарних інтервалів мертвого часу  $\tau_{m_i}$ .

Тут необхідно підкреслити дуже важливу обставину, що інтенсивність, отримана за живим часом, дорівнює істинній інтенсивності процесу винятково у разі стаціонарності потоку випромінювання, тобто стаціонарності пуассонівського потоку випадкових подій, яким описуються фізико-математичні властивості потоку випромінювання. У разі стаціонарності діапазон вимірювання інтенсивності потоків випромінювання за методом живого часу теоретично не є обмеженим, а у практичній реалізації залежить від можливості точного вимірювання інтервалів живого часу, що прямують до нуля (чи, що еквівалентно, від точності вимірювання інтервалів мертвого часу).

Корекція результатів вимірювання відповідно до виразу (1.1) може здійснюватися як апаратними, так і програмними засобами. При цьому, на даний час існує низка завдань, що потребують свого вирішення. До них, зокрема, належать завдання:

- удосконалення структур ЧФП, які є ефективним засобом опрацювання імпульсних потоків в реальному масштабі часу для забезпечення заданих статичних і статистичних характеристик ДП в широкому діапазоні значень вимірюваних величин;

- оцінка статистичних характеристик імпульсних потоків на виході ДД з урахуванням його мертвого часу;



– удосконалення відомих і розроблення нових алгоритмів роботи ДП, зокрема алгоритмів роботи ДП з блоками детектування низької чутливості.

Зрозуміло, що вищенаведені питання стосуються використання усіх типів ДД тією мірою, наскільки мертвий час детекторів є істотним стосовно динамічного діапазону вимірюваної інтенсивності дози.

### 1.3. Напрями покращення метрологічних характеристик ДП в умовах невизначеної динаміки зміни вимірюваної величини

В усіх випадках відхилення вимірюваного потоку випромінювання від стаціонарності виникає, із збільшенням ступеня нестаціонарності, похибка, яка зростає в бік заниження результатів вимірювань. За довільної і неконтрольованої нестаціонарності похибка може бути невизначено великою.

Для пояснення цього ефекту скористаємося схематичним зображенням процесу (рис. 1.1) [18].

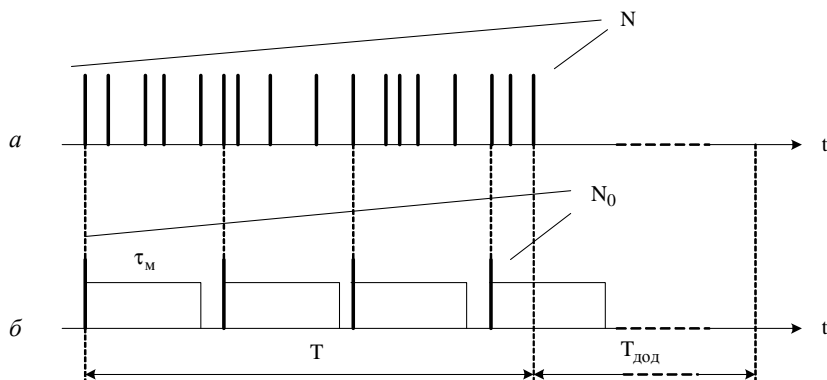


Рис. 1.1. Схема процесу

Допустимо, що на деякому інтервалі вимірювання  $T$  є  $N$  імпульсів (випадкових подій) вимірюваного потоку випромінювання (рис. 1.1, а), а інтенсивність випромінювання упродовж інтервалу  $T$  не змінюється. Через наявність мертвого часу ми зареєструємо  $N_0$  імпульсів (рис. 1.1, б). Припустимо, що мертвий час  $\tau_M$  є достатньо великим, а інтенсивність процесу є високою, тож рівень прорахунків

(втрат імпульсів початкової послідовності) великий  $i$ , отже,  $N_0 \ll N$ . Живий час  $T_1$  (сума проміжків між інтервалами мертвого часу) закономірно (це одна з головних властивостей стаціонарності пуассонівського процесу) буде меншим щодо реального часу  $T$  і власне такою мірою, що виконується пропорція  $\frac{N_0}{N} = \frac{T_1}{T}$ . З цієї пропорції визначається шукана величина – істинне значення  $N$ :

$$N = N_0 \frac{T}{T_1}. \quad (1.2)$$

Оскільки ця пропорційність справді притаманна стаціонарному процесу, то корекція кількості імпульсів відповідно до рівняння (1.2), що є одним з варіантів запису формули (1.1), дасть істинний результат. Тепер уявімо ситуацію, що той самий потік обривається (інтенсивність набуває нульового значення  $i$ , відповідно, імпульси не реєструються) з моменту закінчення часу  $T$ , але час вимірювання продовжується на додаткову величину  $T_{\text{дод}}$ , яка набагато більша від  $T$ , так, що  $\frac{T}{T_{\text{дод}}} \rightarrow 0$ .

Тоді цей додатковий час при вимірюванні за методом живого часу за відсутності імпульсів, що реєструються, буде увесь зарахований як живий і ми отримаємо сумарний живий час  $(T_1 + T_{\text{дод}})$ , а сумарний реальний час буде  $(T + T_{\text{дод}})$ . Зважаючи на те, що величини  $T$  і  $T_1$  є набагато меншими, ніж  $T_{\text{дод}}$ , одержимо співвідношення між сумарним живим і сумарним реальним часом:  $\frac{T_1 + T_{\text{дод}}}{T + T_{\text{дод}}} \approx 1$ .

Тоді з урахуванням (1.2) на інтервалі вимірювання  $(T + T_{\text{дод}})$  отримаємо  $N \approx N_0$ . Але це хибний результат, адже втрати імпульсів від мертвого часу (рис. 1.1) однакові як у першому випадку, коли час вимірювання був  $T$ , так і у випадку, коли він почав дорівнювати  $(T + T_{\text{дод}})$ , тобто залишається чинним співвідношення  $N_0 \ll N$ . Отже, пропорційність (1.2) порушується у разі перепадів інтенсивності процесу під час вимірювання. Ми розглянули частковий випадок (для зручності із стрибкоподібною зміною інтенсивності), але ефект порушення пропорційності (1.2) відзначається у будь-якому випадку відхилення від стаціонарності вимірюваного процесу.

Причина такого заниження полягає в тому, що в формулах (1.1) і (1.2) ніяк не враховано функції інтенсивності від часу  $\rho(t)$ . Ці формули у неявному вигляді містять тільки єдине з багатьох можливих значень функції інтенсивності –  $\rho(t) = \text{const}$ . Отже, формула (1.1) – це частковий розв’язок, а у загальному випадку вирішення проблеми мертвого часу можливе тільки з урахуванням конкретного закону зміни функції  $\rho(t)$ . І, навпаки, якщо ми не знаємо реального закону зміни  $\rho(t)$  за час вимірювання, то не можемо також знайти реальної похибки вимірювання, а також не можемо з’ясувати, чи “вписуються” екстремальні значення  $\rho$  за час вимірювання у допустимий для цього приладу діапазон вимірювання.

Зрозуміло, що цієї проблеми не існувало б, якщо б вдалось створити детектор без мертвого часу. Але, які б успіхи не були досягнуті у цьому, безумовно, потрібному напрямку, отримати абсолютно нульовий мертвий час неможливо і проблема все одно залишається, хоча межа діапазону, в якому буде істотним вплив мертвого часу, буде відсуватись.

Існує метод перетворення вихідної інформації детектора, який вирішує проблему мертвого часу принципово інакше. Вперше деякі принципові положення методу у найпростішій версії викладено в [26]. З того часу метод був істотно удосконалений і багаторазово випробуваний. У загальних рисах суть методу полягає в тому, що протягом кожного поточного інтервалу мертвого часу відтворюються імпульси на основі імовірнісних властивостей процесу, реалізованих в поточний момент часу. Так відстежується функція  $\rho(t)$  у реальному масштабі часу. Перетворення дає на виході системи детектування потік імпульсів, статистично еквівалентний потоку імпульсів, які були б отримані від ідеального детектора.

Дослідження [13–16; 18–20] окреслили можливості подальшого удосконалення вищенаведеного підходу, адаптації його до вирішення актуальних завдань створення пошукових і широкодіапазонних ДП.

#### **1.4. Методи дослідження характеристик дозиметричних пристроїв**

Дослідження метрологічних характеристик засобів опрацювання вихідних сигналів ДД, а також їхнє проектування можуть здійснюватись аналітичними методами, з використанням фізичних і математичних імітаційних моделей.

Аналітичні методи дають змогу розраховувати статичні і статистичні характеристики ДП з використанням теоретичних основ інформаційно-вимірювальної техніки, теорії проектування скінченних цифрових автоматів і теорії ймовірності. Для цього необхідно використовувати математичні вирази, що описують параметри пуассонівського імпульсного потоку. Наприклад, для простого пуассонівського потоку імовірність появи  $k$  імпульсів за час  $t$  підпорядковується закону Пуассона:

$$P_k(Z, t) = \frac{(Zt)^k}{k!} e^{-Zt}, \quad (1.3)$$

де  $Z$  – середня частота імпульсів.

За достатньо широких меж значень параметрів рівняння (1.3) практично неможливо використовувати його безпосередньо, оскільки доводиться оперувати дуже великими числами. У такому разі для оцінювання статистичних характеристик можна використати той факт, що кількість імпульсів пуассонівського імпульсного потоку  $k$ , зафіксована за час  $T_B$ , з надійною ймовірністю  $p = 0,68$ , лежить у межах [27]

$$k_{\text{сеп}} - \sqrt{k_{\text{сеп}}} < k < k_{\text{сеп}} + \sqrt{k_{\text{сеп}}}, \quad (1.4)$$

з надійною ймовірністю  $p = 0,95$  – у межах

$$k_{\text{сеп}} - 2\sqrt{k_{\text{сеп}}} < k < k_{\text{сеп}} + 2\sqrt{k_{\text{сеп}}}, \quad (1.5)$$

з надійною ймовірністю  $p = 0,997$  – у межах

$$k_{\text{сеп}} - 3\sqrt{k_{\text{сеп}}} < k < k_{\text{сеп}} + 3\sqrt{k_{\text{сеп}}}, \quad (1.6)$$

де  $k_{\text{сеп}}$  – середня кількість вихідних імпульсів за час  $T_B$ , тобто

$$k_{\text{сеп}} = Z \cdot T_B. \quad (1.7)$$

Фізичні моделі ДП використовуються на різних етапах їхніх випробувань. Вони застосовуються з різними схемами виконання вимірювань, як в стаціонарних, так і в нестационарних полях іонізуючих випромінювань [18, 20].

Імітаційні моделі ДП, зважаючи на імовірнісний характер розподілу в часі квантів і частинок іонізуючих випромінювань і, відповідно, імовірнісний характер імпульсних послідовностей на виході ДД (які завдяки наявності мертвого часу детекторів вже не підпорядковуються пуассонівському закону розподілу), можуть вважатись одними з основних засобів для проектування ДП. Отже, необхідне створення моделей джерел випромінювань, детекторів, алгоритмів і структур опрацювання вихідних сигналів ДД.

## РОЗДІЛ 2

# ІМІТАЦІЙНІ МОДЕЛІ ДЖЕРЕЛ ВИПРОМІНЮВАННЯ І ДОЗИМЕТРИЧНИХ ДЕТЕКТОРІВ

### 2.1. Генератори пуассонівських імпульсних послідовностей

#### 2.1.1. Основні вимоги до структур ГПП та їхніх технічних характеристик

Потік квантів чи частинок іонізуючого випромінювання в часі підпорядковується пуассонівському закону розподілу. Отже, імітаційні моделі джерел випромінювання (ДВ) і вихідних сигналів ДД можуть бути створені на основі ГПП.

Основною метою створення ГПП, що розглядаються у цій роботі, є імітація вихідних імпульсних сигналів ДД для аналізу статистичних характеристик ДД під час їхнього проектування і налагодження. Зважаючи на це, можна сформулювати такі вимоги до характеристик ГПП і принципів їх побудови, які, з урахуванням певних особливостей, можуть бути поширені і на інші сфери використання генераторів:

- статистичні характеристики вихідних сигналів ГПП повинні забезпечувати можливість перевірки метрологічних характеристик дозиметрів з урахуванням установлених вимог до останніх;
- період повторення псевдовипадкової імпульсної послідовності повинен бути більшим за час вимірювання параметрів іонізуючих випромінювань;
- швидкодія ГПП повинна забезпечувати формування вихідних імпульсів у заданому частотному діапазоні;
- ГПП повинні забезпечувати можливість оперативної зміни середньої частоти вихідних імпульсів, що, зокрема, дає змогу досліджувати динамічні властивості вимірювальних пристроїв.

ГПП можуть бути реалізовані як апаратними, так і програмними засобами. Перші використовуються для створення пристроїв, що забезпечують налагодження ДД і перевірку їхніх характеристик, другі – для забезпечення імітаційного моделювання ДД під час їхнього проектування.

Під час створення ГППП необхідно дотримуватись правила, згідно з яким для перевірки їхньої якості необхідно використовувати групу тестів, оскільки окремо взятий тест дає змогу оцінити, як правило, тільки одну з властивостей псевдовипадкової імпульсної послідовності [28, 29, 30]. Оскільки ГППП найчастіше будуються на основі генераторів псевдовипадкових рівномірно розподілених чисел (ГПЧ), до останніх можуть бути також сформульовані певні вимоги [31–33], виконання яких забезпечує їхню якість і відповідно сприяє гарантуванню якості ГППП.

Запропоновану нами узагальнену структурну схему ГППП наведено на рис. 2.1. До його складу входять ГПЧ, схема порівняння СП та логічний елемент І. Імпульси на виході генератора формуються за умови, що  $E \leq G$ , де  $E$  – число на виході ГПЧ, а  $G$  – керуючий код. Середня частота вихідних імпульсів генератора (за умови, що упродовж періоду свого повторення число  $E$  набуває усіх можливих значень) визначається рівнянням

$$f_{\text{вих}} = \frac{G}{E_{\text{max}}} f_{\text{т}}, \quad (2.1)$$

де  $f_{\text{т}}$  – частота вхідних тактових імпульсів;  $E_{\text{max}}$  – максимальне значення чисел на виході ГПЧ.

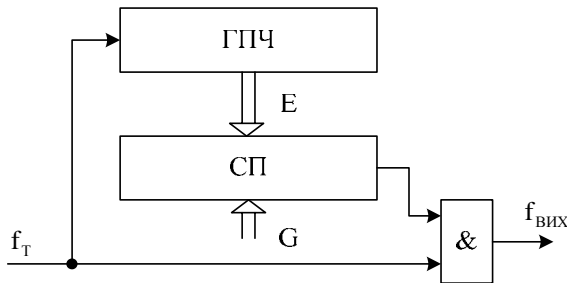


Рис. 2.1. Структурна схема ГППП

Проектуючи генератори, необхідно розглянути різні варіанти побудови ГПЧ і вибрати з них ті, що забезпечують задані характеристики пуассонівського імпульсного потоку. У цьому розділі наведено результати дослідження різних варіантів побудови ГППП, виконані за допомогою імітаційного моделювання і системи автоматизованого проектування програмованих логічних інтегральних схем (ПЛІС).

## 2.1.2. ГПП на основі генераторів М-последовностей

Варіанти побудови ГПЧ на основі генератора М-последовностей необхідно розглядати з урахуванням рівняння його функціонування

$$Q(t+1) = T^r Q(t), \quad (2.2)$$

де  $Q(t)$  і  $Q(t+1)$  – стани регістра ГПЧ для попереднього і наступного тактів роботи;  $T$  – квадратна матриця порядку  $N$ , яка має вигляд

$$T_1 = \begin{vmatrix} a_1 & a_2 & \dots & a_{N-1} & a_N \\ 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ & & \dots & & \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{vmatrix} \quad \text{або} \quad T_2 = \begin{vmatrix} 0 & \dots & 0 & 0 & a_N \\ 1 & \dots & 0 & 0 & a_{N-1} \\ \dots & & & & \\ 0 & \dots & 1 & 0 & a_2 \\ 0 & \dots & 0 & 1 & a_1 \end{vmatrix}, \quad (2.3)$$

де  $N$  – степінь твірного примітивного полінома

$$\Phi(x) = \sum_{i=0}^N a_i x^i, \quad a_N = a_0 = 1, \quad a_j \in \{0,1\}, \quad j = \overline{1, (N-1)}, \quad (2.4)$$

де  $r$  – натуральне число [33].

Отже, генератори М-последовностей різняться:

- степенем і видом твірного полінома, що задають кількість розрядів регістра зсуву і впливають на форму зворотних зв'язків;
- виглядом ( $T_1$  чи  $T_2$ ) і степенем  $r$  матриці, що задають спосіб формування зворотних зв'язків і формують їхню остаточну конфігурацію.

Проектуючи ГПП, необхідно вибрати оптимальний варіант ГПЧ з погляду забезпечення статистичних характеристик генератора на відповідність пуассонівському закону розподілу в усьому діапазоні середніх значень його вихідних частот. Виконані дослідження [34, 35] показали, що з цією метою доцільно:

- здійснити аналіз якості ГПЧ за допомогою графічних та оцінювальних тестів: тесту розподілу на площині; перевірки перестановок; тесту дірок; перевірки незчеплених серій; частотно-монобітного тесту і деяких інших;
- виконати аналіз вихідного імпульсного потоку ГПП за допомогою: тесту на відповідність статистичного розподілу теоретичним значенням згідно з рівнянням (1.3); тесту на основі статистичного критерію якості  $\chi^2$ ; тесту, який дає змогу оцінити статистичні характеристики імпульсного потоку відносно певних ймовірнісних меж.

Пропоновані тести є взаємодоповнювальними і у сукупності допомагають повніше оцінити якість ГПП. Так, наприклад, аналізуючи статистичні характеристики вихідного імпульсного потоку, можна було б обмежитись їхнім порівнянням з теоретичними значеннями згідно з (1.3). Однак для великих значень аргументів цього рівняння процедура надзвичайно ускладнюється. Натомість тест, запропонований нами в роботах [34, 35], дає змогу виконувати такий аналіз без істотних ускладнень.

Вибір структури ГПП потрібно починати з вибору твірного полінома, оскільки від його степеня залежить період повторення псевдовипадкової послідовності, одного з основних параметрів генератора (п. 2.1.1). Два інші параметри генератора – швидкодія та можливість оперативної зміни середньої частоти вихідних імпульсів, зумовлені загальною організацією структури (рис. 2.1) і, на відміну від його статистичних характеристик, практично не залежать від способу організації ГПЧ.

Під час попереднього імітаційного моделювання були досліджені генератори М-послідовностей, реалізовані на основі різних примітивних поліномів і типів матриць ( $T_1$  або  $T_2$ ). Переважна більшість таких ГПЧ, побудованих на основі примітивних поліномів, наведених в табл. 2.1, успішно пройшли більшість тестів. Оскільки для побудови якісного ГПП необхідно, щоб ГПЧ мав порівняно великий період повторення, у цій роботі для отримання рівномірно розподілених чисел за допомогою генератора М-послідовностей використано примітивні поліноми степеня  $N=31$ . На основі таких поліномів можна одержати псевдовипадкові послідовності з періодом повторення  $2^{31}-1$ , що достатньо для забезпечення широкого діапазону вихідних частот [31, 36, 37].

Таблиця 2.1

**Примітивні поліноми генераторів М-послідовностей**

|   |   |
|---|---|
| $\Phi(x) = 1 \oplus x^6 \oplus x^7$       | $\Phi(x) = 1 \oplus x^{12} \oplus x^{49}$   |
| $\Phi(x) = 1 \oplus x^6 \oplus x^{17}$    | $\Phi(x) = 1 \oplus x^6 \oplus x^{71}$      |
| $\Phi(x) = 1 \oplus x^{12} \oplus x^{17}$ | $\Phi(x) = 1 \oplus x^{60} \oplus x^{79}$   |
| $\Phi(x) = 1 \oplus x^6 \oplus x^{31}$    | $\Phi(x) = 1 \oplus x^6 \oplus x^{97}$      |
| $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$ | $\Phi(x) = 1 \oplus x^{90} \oplus x^{103}$  |
| $\Phi(x) = 1 \oplus x^{24} \oplus x^{31}$ | $\Phi(x) = 1 \oplus x^{126} \oplus x^{127}$ |



Виконані дослідження трьох примітивних поліномів степеня  $N=31 - \Phi(x) = 1 \oplus x^6 \oplus x^{31}$ ,  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$ ,  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{24} \oplus x^{31}$  показали, що параметри генераторів М-последовательностей, побудованих на їхній основі, майже не відрізняються за статистичними характеристиками. Тому далі будуть наведені дослідження якості генератора М-последовательностей і ГППП, побудованого на його основі, для примітивного полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$ , який забезпечує період повторення  $2^{31}-1$ .

Для полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$ , матриці  $T_1^1$  ( $r=1$ ) і  $T_1^{10}$  ( $r=10$ ) мають вигляд:

$$\begin{array}{l}
 T_1^1 = \begin{array}{|l}
 0000000000000001000000000001 \\
 1000000000000000000000000000 \\
 0100000000000000000000000000 \\
 0010000000000000000000000000 \\
 0001000000000000000000000000 \\
 0000100000000000000000000000 \\
 0000010000000000000000000000 \\
 0000001000000000000000000000 \\
 0000000100000000000000000000 \\
 0000000010000000000000000000 \\
 0000000001000000000000000000 \\
 0000000000100000000000000000 \\
 0000000000010000000000000000 \\
 0000000000001000000000000000 \\
 0000000000000100000000000000 \\
 0000000000000010000000000000 \\
 0000000000000001000000000000 \\
 0000000000000000100000000000 \\
 0000000000000000010000000000 \\
 0000000000000000001000000000 \\
 0000000000000000000100000000 \\
 0000000000000000000010000000 \\
 0000000000000000000001000000 \\
 0000000000000000000000100000 \\
 0000000000000000000000010000 \\
 0000000000000000000000001000 \\
 0000000000000000000000000100 \\
 0000000000000000000000000010 \\
 0000000000000000000000000001 \\
 \end{array} \\
 T_1^{10} = \begin{array}{|l}
 00000001000000000001000000000 \\
 00000000100000000000100000000 \\
 00000000010000000000010000000 \\
 00000000001000000000001000000 \\
 00000000000100000000000100000 \\
 00000000000010000000000010000 \\
 00000000000001000000000001000 \\
 00000000000000100000000000100 \\
 00000000000000010000000000010 \\
 00000000000000001000000000001 \\
 00000000000000000100000000000 \\
 00000000000000000010000000000 \\
 00000000000000000001000000000 \\
 00000000000000000000100000000 \\
 00000000000000000000010000000 \\
 00000000000000000000001000000 \\
 00000000000000000000000100000 \\
 00000000000000000000000010000 \\
 00000000000000000000000001000 \\
 00000000000000000000000000100 \\
 00000000000000000000000000010 \\
 00000000000000000000000000001 \\
 \end{array} \\
 \end{array} \tag{2.5}$$

Відповідні схеми генераторів  $M$ -послідовностей наведено на рис. 2.2 і рис. 2.3.

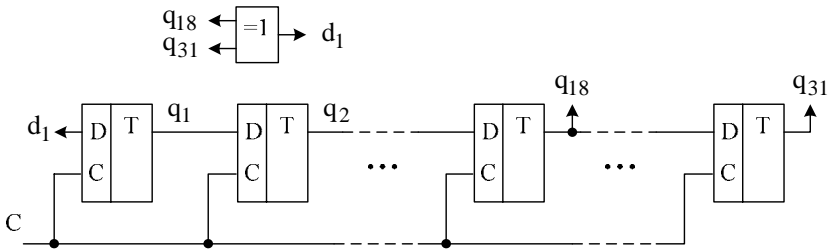


Рис. 2.2. Генератор  $M$ -послідовності  
на основі твірного полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$   
для матриці  $T_1$ , якщо  $r = 1$

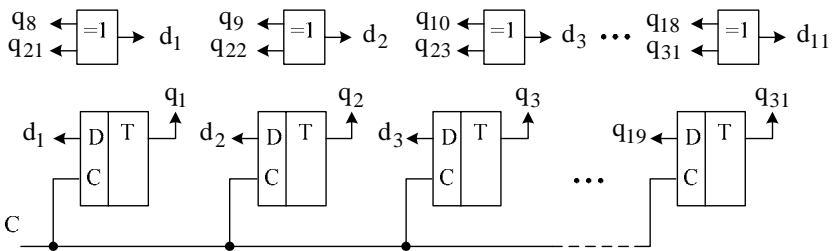


Рис. 2.3. Генератор  $M$ -послідовності  
на основі твірного полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$   
для матриці  $T_1$ , якщо  $r = 10$

На рис. 2.4 наведено графіки поточних значень чисел на виході ГПЧ, а на рис. 2.5 – графіки оцінки якості ГПЧ за допомогою тесту “розподіл на площині” для генераторів, побудованих на основі матриць  $T_1^1$  і  $T_1^{10}$  (2.5).

Наведені графіки (рис. 2.5) дають змогу зробити висновок, що тест “розподіл на площині” є достатньо інформативним, оскільки він дає змогу візуально попередньо оцінити якість ГПЧ. Для цього прикладу це означає, що оскільки при  $r = 10$  точки на площині розподілені доволі хаотично і рівномірно, на відміну від випадку, коли  $r = 1$ , ГПЧ (рис. 2.3) витримав перший тест і доцільно продовжити його дослідження.

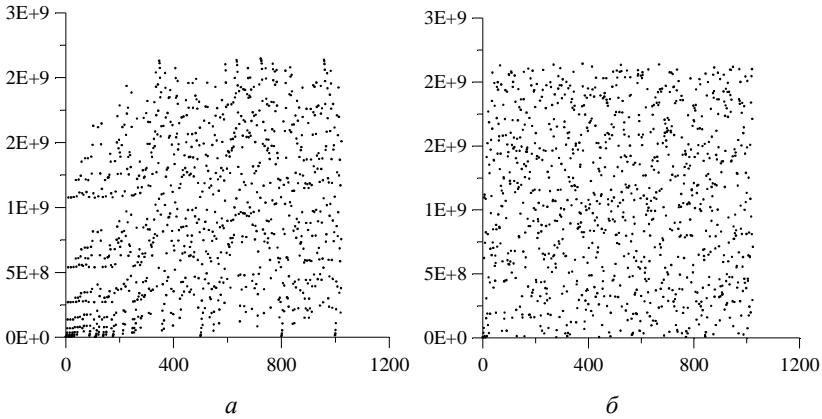


Рис. 2.4. Поточні значення чисел на виході ГПЧ  
 для твірного полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$ ,  
 матриці  $T_1$ :  $a$  – якщо  $r=1$ ;  $\bar{b}$  – якщо  $r=10$

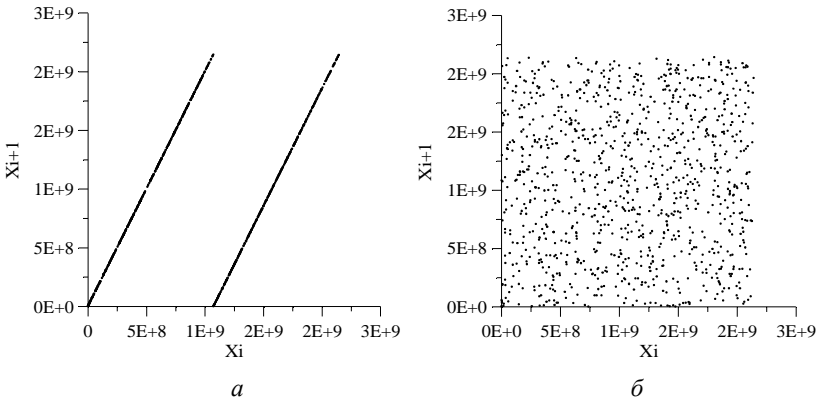


Рис. 2.5. Результати тесту “розподіл на площині” для ГПЧ  
 на основі твірного полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$ ,  
 матриці  $T_1$ :  $a$  – якщо  $r=1$ ;  $\bar{b}$  – якщо  $r=10$

Виконані дослідження показали доцільність побудови ГПП з використанням матриці  $T_1$  для значень  $r > 6$ , оскільки результати моделювання та оцінка якості доводять, що саме за таких значень псевдовипадкова послідовність, згенерована за допомогою генератора М-послідовностей, є достатньо рівномірно розподіленою, і побудовані на основі такого генератора ГПП мають розподіл, більш наближений до теоретичного пуассонівського порівняно з ГПП,

побудованими для менших значень  $r$ . Також не варто будувати ГПП для дуже великих значень  $r$ , оскільки тоді ускладнюється апаратна реалізація генератора, а його якість неістотно відрізняється від ГПП, побудованого на основі генератора М-последностей для значень  $6 \leq r \leq 10$ . У зв'язку з цим подальші дослідження характеристик ГПЧ і ГПП були здійснені для значення  $r = 10$ .

Під час перевірки генератора М-последності (рис. 2.3) за допомогою оцінювальних тестів були отримані результати, наведені в табл. 2.2.

Таблиця 2.2

**Результати оцінювального тестування генератора  
М-последності, побудованого на основі матриці  $T_1^{10}$**

| Оцінювальний тест                        | $i_{\max} \cdot n_{\max}$ |          |           |
|--|---------------------------|----------|-----------|
|  | 5000000                   | 50000000 | 500000000 |
| Перевірка кореляції                      | –                         | –        | –         |
| Перевірка перестановок, що пересікаються | +                         | +        | –         |
| Перевірка на монотонність                | –                         | –        | –         |
| Перевірка перестановок                   | +                         | –        | –         |
| Тест дірок                               | +                         | +        | +         |
| Перевірка незчеплених серій              | +                         | +        | +         |
| Частотний монобітний тест                | +                         | +        | +         |

Під час перевірки последності тактів, кожен з яких відповідає черговому значенню числа на виході ГПЧ, була розділена на  $n$  інтервалів по  $i_{\max}$  тактів в кожному. При цьому була дотримана умова

$$n_{\max} \cdot i_{\max} \leq T_{\text{гпч}}, \quad (2.6)$$

де  $n_{\max}$  – максимальне значення  $n$ ;  $T_{\text{гпч}}$  – період повторення псевдовипадкової последності чисел. У таблиці “+” означає, що генератор пройшов тест, а “–” – що тест не пройдено.

Той факт, що ГПЧ на основі генератора М-последності не пройшов усіх оцінювальних тестів, свідчить про те, що його статистичні характеристики не є ідеальними і спонукає до пошуку досконаліших рішень, одне з яких описано в п. 2.1.3 цієї монографії. Разом з тим, враховуючи істотні переваги такого ГПЧ за швидкістю, доцільно, для з'ясування можливості практичного використання, продовжити його дослідження вже у складі ГПП.

Для оцінювання статистичних характеристик ГПП використаємо вирази (1.4) – (1.6), що визначають кількість імпульсів

пуассонівського імпульсного потоку  $k$ , зафіксовану за час  $T_B$ , де  $k_{\text{сеп}}$  – середня кількість вихідних імпульсів за час  $T_B$ , тобто

$$k_{\text{сеп}} = f_{\text{вих}} \cdot T_B. \quad (2.7)$$

На рис. 2.6 наведено графіки, які ілюструють це дослідження, а в табл. 2.3 – відповідні кількісні дані. Імітаційне моделювання здійснювалось за частоти тактових імпульсів –  $f_T = 1 \text{ МГц}$ . Позначення  $k_B$  і  $k_H$  на рис. 2.6 відповідають межах значень  $k$ , що визначаються подвійною нерівністю (1.5), позначення  $k_{\text{сеп}}$  – значенню (2.7).

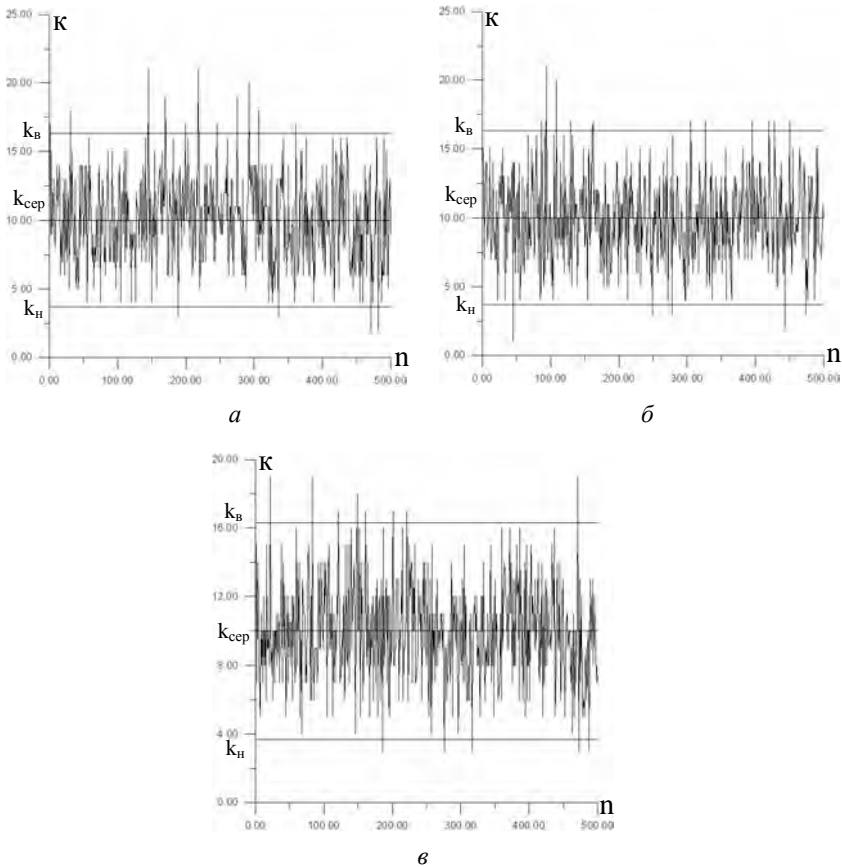


Рис. 2.6. Статистичні характеристики ГППС для фіксованого полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$ , матриці  $T_1^{10}$ : а – якщо  $f_{\text{вих}} = 1000 \text{ ГГц}$ ,  $T_B = 0,01 \text{ с}$ ; б – якщо  $f_{\text{вих}} = 100 \text{ ГГц}$ ,  $T_B = 0,1 \text{ с}$ ; в – якщо  $f_{\text{вих}} = 10 \text{ ГГц}$ ,  $T_B = 1 \text{ с}$

Результати тестування, подані в табл. 2.3, свідчать про близькість статистичних характеристик ГПП до теоретичних, оскільки отримані значення  $k$  є наближеними до розрахункових, котрі становлять для  $p = 0,95 - 5$ , для  $p = 0,68 - 32$ , для  $p = 0,997 - 0,3$ .

Таблиця 2.3

### Статистичні характеристики ГПП

для твірною полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$ , матриці  $T_1^{10}$

| Значення<br>$f_{\text{вих}}$ і $T_b$                          | Діапазон<br>інтервалів<br>$n$ | Кількість значень $k$ , що виходять<br>за межі, згідно з (1.4)–(1.6) |                |                 |
|---|-------------------------------|--|----------------|-----------------|
|   |                               | для $p = 0,95$   | для $p = 0,68$ | для $p = 0,997$ |
| $f_{\text{вих}} = 1000 \text{ Гц},$<br>$T_b = 0,01 \text{ с}$ | 0 – 100                       | 2  | 28             | 0               |
|   | 100 – 200                     | 4  | 22             | 1               |
|   | 200 – 300                     | 4  | 20             | 2               |
|   | 300 – 400                     | 3  | 29             | 0               |
|   | 400 – 500                     | 2  | 38             | 0               |
| $f_{\text{вих}} = 100 \text{ Гц},$<br>$T_b = 0,1 \text{ с}$   | 0 – 100                       | 3  | 34             | 1               |
|   | 100 – 200                     | 3  | 31             | 1               |
|   | 200 – 300                     | 2  | 22             | 0               |
|   | 300 – 400                     | 3  | 23             | 0               |
|   | 400 – 500                     | 5  | 23             | 0               |
| $f_{\text{вих}} = 10 \text{ Гц},$<br>$T_b = 1 \text{ с}$      | 0 – 100                       | 2  | 25             | 0               |
|   | 100 – 200                     | 4  | 29             | 0               |
|   | 200 – 300                     | 3  | 25             | 0               |
|   | 300 – 400                     | 1  | 24             | 0               |
|   | 400 – 500                     | 3  | 24             | 0               |

Вихідна послідовність ГПП була також перевірена на відповідність пуассонівському закону за допомогою критерію Пірсона [27]. Згідно з цим критерієм визначається величина

$$\chi^2 = \sum (\gamma_j - \gamma'_j)^2 / \gamma'_j, \quad (2.8)$$

де  $\gamma_j$  і  $\gamma'_j$  – відповідно емпірична і теоретична частоти формування  $j$  вихідних імпульсів за проміжки часу, які відповідають  $i_{\max}$  тактів. Було встановлено, що за рівня значущості  $\alpha = 0,05$  і кількості ступенів свободи  $k = s - 2$ , де  $s$  – кількість груп (часткових інтервалів) вибірки, вихідний сигнал ГПП відповідає цьому критерію за різних значень  $f_{\text{вих}}$  і  $T_{\text{в}}$ , деякі з яких наведено в табл. 2.4.

Таблиця 2.4

**Кількісна оцінка ГПП на основі критерію Пірсона**

| Значення $f_{\text{вих}}$ і $T_{\text{в}}$ | $f_{\text{вих}} = 1000 \text{ Гц}$ ,<br>$T_{\text{в}} = 0,01 \text{ с}$ ; | $f_{\text{вих}} = 100 \text{ Гц}$ ,<br>$T_{\text{в}} = 0,1 \text{ с}$ ; | $f_{\text{вих}} = 10 \text{ Гц}$ ,<br>$T_{\text{в}} = 1 \text{ с}$ ; |
|--|---|---|--|
| Результат                                  | тест пройдено   | тест пройдено   | тест пройдено  |

Були також виконані дослідження ГПП на основі генератора М-послідовності, для побудови якого була використана матриця  $T_2$  (2.3). Для твірного полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$  матриці  $T_2^1$  ( $r=1$ ) і  $T_2^{10}$  ( $r=10$ ) мають вигляд (2.9).

Схеми генераторів М-послідовностей, відповідні цим матрицям, подано на рис. 2.7 і 2.8.

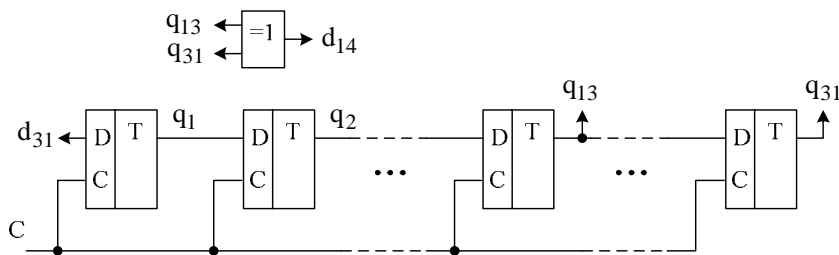


Рис. 2.7. Генератор М-послідовності на основі твірного полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$  для матриці  $T_2$ , якщо  $r = 1$

$$\begin{array}{l}
000000000000000000000000000000001 \\
100000000000000000000000000000000 \\
010000000000000000000000000000000 \\
001000000000000000000000000000000 \\
000100000000000000000000000000000 \\
000010000000000000000000000000000 \\
000001000000000000000000000000000 \\
000000100000000000000000000000000 \\
000000010000000000000000000000000 \\
000000001000000000000000000000000 \\
000000000100000000000000000000000 \\
000000000010000000000000000000000 \\
000000000001000000000000000000010 \\
000000000000100000000000000000000 \\
\text{T}_2^1 = 00000000000001000000000000000000 \\
000000000000001000000000000000000 \\
000000000000000100000000000000000 \\
000000000000000010000000000000000 \\
000000000000000001000000000000000 \\
000000000000000000100000000000000 \\
000000000000000000010000000000000 \\
000000000000000000001000000000000 \\
000000000000000000000100000000000 \\
000000000000000000000010000000000 \\
000000000000000000000001000000000 \\
000000000000000000000000100000000 \\
000000000000000000000000010000000 \\
000000000000000000000000001000000 \\
000000000000000000000000000100000 \\
000000000000000000000000000010000 \\
000000000000000000000000000001000 \\
000000000000000000000000000000100 \\
000000000000000000000000000000010 \\
0000000000000000000000000000000010
\end{array}
\begin{array}{l}
0000000000000000000010000000000 \\
000000000000000000000001000000000 \\
00000000000000000000000001000000000 \\
0000000000000000000000000001000000000 \\
0000000000000000000000000000010000000 \\
0000000000000000000000000000000100000 \\
00000000000000000000000000000000010000 \\
00000000000000000000000000000000001000 \\
000000000000000000000000000000000001000 \\
0000000000000000000000000000000000000100 \\
00000000000000000000000000000000000000010 \\
0010 \\
0010 \\
0010 \\
0010 \\
0010 \\
0010 \\
0010 \\
0010 \\
0010 \\
0010 \\
0010 \\
0010 \\
0010 \\
0010
\end{array}
\tag{2.9}$$

Оцінка якості ГПП на основі структур, зображених на рис. 2.7, 2.8, як і структур для деяких інших значень степеня  $\gamma$  матриці  $T_2$ , здійснювалась за методикою, наведеною вище під час дослідження пристроїв, побудованих на основі матриці  $T_1$ . Доведено, що статистичні характеристики ГПП на основі матриць  $T_1$  і  $T_2$  є близькими. На рис. 2.9 і 2.10 і в табл. 2.5 подано деякі результати цього дослідження.



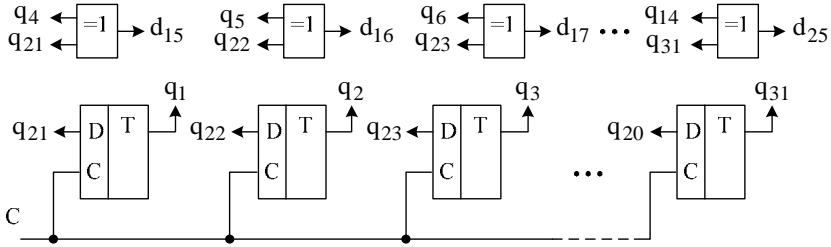


Рис. 2.8. Генератор  $M$ -последовательности на основе твірного полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$  для матриці  $T_2$ , якщо  $r = 10$

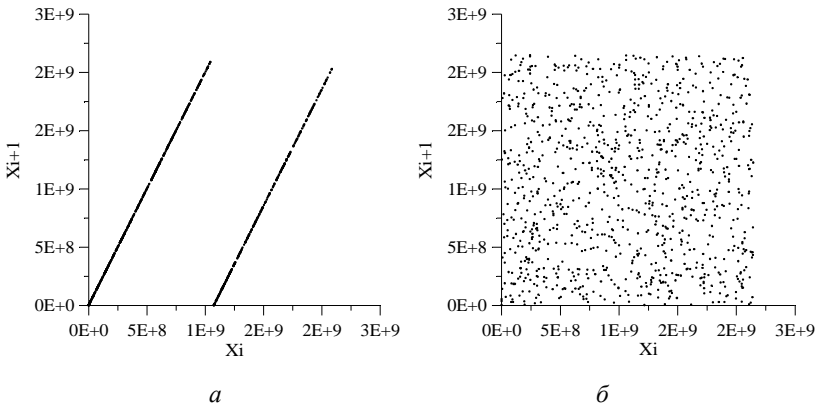


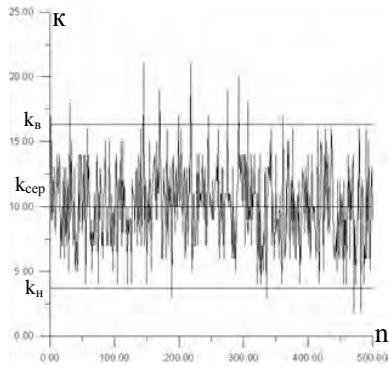
Рис. 2.9. Результати тесту “розподіл на площині” для ГПЧ на основі твірного полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$ , матриці  $T_2$ :  
 а – якщо  $r = 1$ ; б – якщо  $r = 10$

Таблиця 2.5

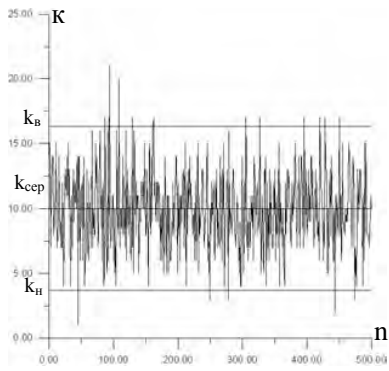
### Статистичні характеристики ГПП

для твірного полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$ , матриці  $T_2^{10}$

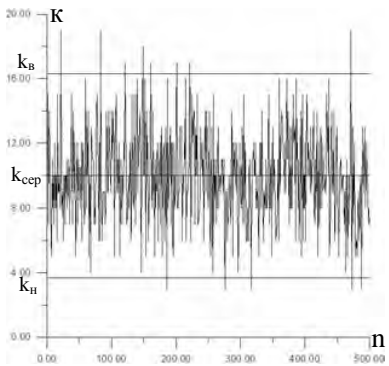
| Значення<br>$f_{вих}$ і $T_B$                           | Діапазон дослідження (значення $n$ ) | Кількість значень $k$ , що виходять за межі, згідно з (1.4)–(1.6) |              |               |
|---|--------------------------------------|---|--------------|---------------|
|   |                                      | для $p=0,95$  | для $p=0,68$ | для $p=0,997$ |
| $f_{вих} = 1000 \text{ Гц}$<br>і $T_B = 0,01 \text{ с}$ | 0 – 500                              | 3,0 %   | 27,4 %       | 0,6 %         |
| $f_{вих} = 100 \text{ Гц}$<br>і $T_B = 0,1 \text{ с}$   | 0 – 500                              | 3,2 %   | 26,6 %       | 0,4 %         |
| $f_{вих} = 100 \text{ Гц}$<br>і $T_B = 0,1 \text{ с}$   | 0 – 500                              | 2,6 %   | 25,4 %       | 0 %           |



*a*



*б*



*в*

*Рис. 2.10. Статистичні характеристики ГПП для твірного полінома  $\Phi(x) = 1 \oplus x^{18} \oplus x^{31}$ , матриці  $T_2^{10}$ : а – якщо  $f_{\text{ВІХ}} = 1000 \text{ Гц}$  і  $T_{\text{В}} = 0,01 \text{ с}$ ; б – якщо  $f_{\text{ВІХ}} = 100 \text{ Гц}$  і  $T_{\text{В}} = 0,1 \text{ с}$ ; в – якщо  $f_{\text{ВІХ}} = 10 \text{ Гц}$  і  $T_{\text{В}} = 1 \text{ с}$*

### 2.1.3. ГПП на основі лінійного конгруентного методу

ГПЧ, що є основою ГПП, може бути створений на основі лінійного конгруентного генератора [38]. У такому разі необхідно насамперед визначити параметри конгруентного рівняння  $X_{n+1} = (a X_n + b) \bmod c$ , за яких статичні характеристики ГПП є задовільними. Зважаючи на потребу забезпечення заданого періоду повторення псевдовипадкової послідовності, необхідно спочатку вибрати значення  $c$ , а далі, користуючись відомими правилами [38], знайти значення  $a$  і  $b$ . Така задача, як правило, не має єдиного розв'язання і тому для кожної чергової комбінації значень  $a$ ,  $b$  і  $c$  необхідно оцінити якість ГПЧ та якість вихідної імпульсної послідовності ГПП. Для цього можуть бути використані графічні і оцінювальні методи, обґрунтовані і застосовані у попередньому параграфі цієї роботи.

Під час досліджень висока якість ГПЧ і ГПП була отримана, зокрема, для таких значень коефіцієнтів конгруентного рівняння:  $a = 105$ ,  $b = 12345$ ,  $c = 2^{30}$ ;  $a = 901$ ,  $b = 12345$ ,  $c = 2^{30}$ .

Для оцінки можливості побудови ГПП на базі лінійного конгруентного генератора спочатку були протестовані псевдовипадкові послідовності чисел на виході ГПЧ на рівномірність та випадковість розподілу. Під час дослідження за допомогою тесту “розподіл на площині” був одержаний результат, наведений на рис. 2.11 [39].

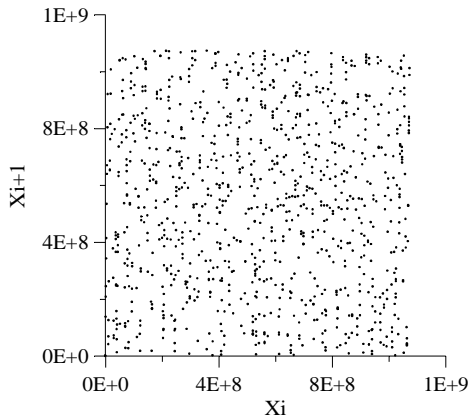


Рис. 2.11. Результати тесту “розподіл на площині” для ГПЧ, якщо  $a = 105$ ,  $b = 12345$ ,  $c = 2^{30}$

Результати тестування лінійного конгруентного генератора з вищенаведеними параметрами, за допомогою рекомендованих оцінювальних тестів для різних значень добутку  $i_{\max} \cdot n_{\max}$ , наведено в табл. 2.6 [39].

Таблиця 2.6

**Результати оцінювального тестування лінійного конгруентного генератора**

| Вид оцінювального тесту                  | $i_{\max} \cdot n_{\max}$ |          |
|--|---------------------------|----------|
|  | 5000000                   | 50000000 |
| Перевірка кореляції                      | +                         | +        |
| Перевірка перестановок, що пересікаються | +                         | +        |
| Перевірка на монотонність                | +                         | +        |
| Перевірка перестановок                   | +                         | +        |
| Тест дірок                               | +                         | +        |
| Перевірка незчеплених серій              | +                         | +        |
| Частотний монобітний тест                | +                         | +        |

Результати дослідження статистичних характеристик відповідного ГПП подано на рис. 2.12 і в табл. 2.7 [39]. На рис. 2.12 вказано межі, що відповідають надійній імовірності  $p = 0,95$  відповідно до виразу (1.5).

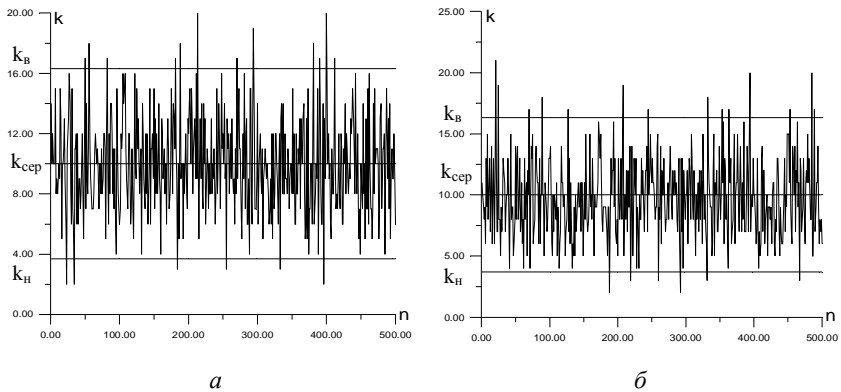


Рис. 2.12. Статистичні характеристики ГПП, якщо

$$a = 105, b = 12345, c = 2^{30};$$

$$a - f_{\text{вих}} = 1000 \text{ Гц}, T_B = 0,01 \text{ с};$$

$$b - f_{\text{вих}} = 100 \text{ Гц}, T_B = 0,1 \text{ с}$$

Таблиця 2.7

**Статистичні характеристики ГПП,  
якщо  $a = 105$ ,  $b = 12345$ ,  $c = 2^{30}$**

| Значення<br>$f_{\text{вих}}$ і $T_{\text{в}}$                          | Діапазон<br>інтервалів<br>$n$ | Кількість значень $k$ , що виходять<br>за межі, згідно з (1.4)–(1.6) |                |                 |
|--|-------------------------------|--|----------------|-----------------|
|  |                               | для $p = 0,95$   | для $p = 0,68$ | для $p = 0,997$ |
| $f_{\text{вих}} = 1000 \text{ Гц},$<br>$T_{\text{в}} = 0,01 \text{ с}$ | 0 – 100                       | 5  | 26             | 0               |
|  | 100 – 200                     | 3  | 24             | 0               |
|  | 200 – 300                     | 4  | 28             | 1               |
|  | 300 – 400                     | 5  | 30             | 1               |
|  | 400 – 500                     | 1  | 26             | 0               |
| $f_{\text{вих}} = 100 \text{ Гц},$<br>$T_{\text{в}} = 0,1 \text{ с}$   | 0 – 100                       | 4  | 27             | 1               |
|  | 100 – 200                     | 2  | 26             | 0               |
|  | 200 – 300                     | 5  | 21             | 0               |
|  | 300 – 400                     | 5  | 27             | 1               |
|  | 400 – 500                     | 4  | 31             | 1               |

Під час перевірки вихідної послідовності ГПП на відповідність пуассонівському закону за допомогою критерію Пірсона (2.8) отримано такі результати (табл. 2.8).

Таблиця 2.8

**Кількісна оцінка ГПП на основі критерію Пірсона**

| Значення<br>$f_{\text{вих}}$ і $T_{\text{в}}$ | $f_{\text{вих}} = 1000 \text{ Гц}, T_{\text{в}} = 0,01 \text{ с};$ | $f_{\text{вих}} = 100 \text{ Гц}, T_{\text{в}} = 0,1 \text{ с};$ |
|---|--|--|
| Результат                                     | тест пройдено  | тест пройдено  |

Для реалізації ГПП на основі лінійного конгруентного методу нами запропонована структура, наведена на рис. 2.13. До її складу входять комбінаційні суматори КС1 і КС2, регістри Rг1 і Rг2, схема множення СМ, схема порівняння СП і логічний елемент І.

Робота пристрою ґрунтується на реалізації рекурентного рівняння  $X_{n+1} = (A \cdot X_n + B) \bmod C$ , де  $C = 2^s$ , а  $A$ ,  $B$  і  $s$  – цілі додатні числа. Кожний вхідний імпульс генератора викликає формування на виході СМ серії з  $A$  імпульсів. Завдяки цьому на виході нагромаджувального суматора, побудованого на комбінаційному суматорі КС1 і регістрі Rг1, формується добуток  $A \cdot X_n$ . Число

$A \cdot X_n + B$  формується на виходах КС2, а поточні значення  $X_n$  зберігаються в  $s$  молодших розрядах регістра Pr2. Поновлення чисел в Pr2 та обнулення вмісту Pr1 здійснюється вхідними імпульсами пристрою. За умови  $X_n < G$  на виході СП формується логічний рівень, який пропускає вхідний імпульс через логічний елемент І на вихід генератора.

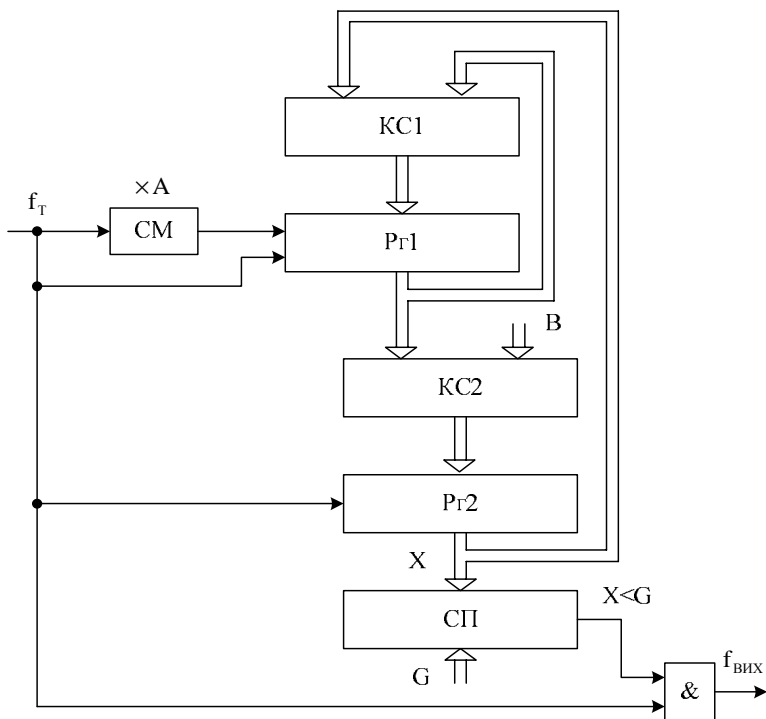


Рис. 2.13. Структурна схема ГППП на базі лінійного конгруентного генератора (варіант А)

Можливим є ще один варіант структурної схеми ГППП на базі лінійного конгруентного генератора (рис. 2.14). Він відрізняється від попереднього лише тим, що при збереженні взаємного часового розташування імпульсних сигналів замість схеми множення СМ використано простішу схему ділення СД, на виході якої формується один імпульс після надходження на її вхід А імпульсів.

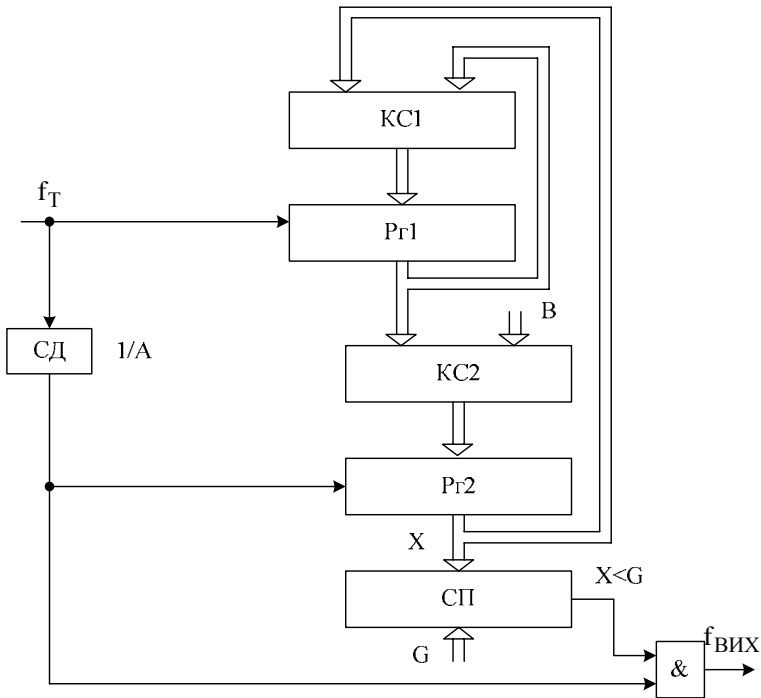


Рис. 2.14. Структурна схема ГПП на базі лінійного конгруентного генератора (варіант Б)

### 2.1.4. Реалізація ГПП на основі стандартних функцій алгоритмічних мов програмування

Реалізація ГПП програмними методами використовується для імітаційного моделювання роботи ДП під час їхнього проектування. В основу алгоритму створення віртуальної (програмної) імпульсної послідовності з пуассонівським законом розподілу може бути покладений алгоритм роботи структури ГПП, наведений на рис. 2.1. При цьому ГПЧ реалізується на основі стандартної функції середовища Delphi – random, за допомогою якої можна генерувати псевдовипадкові числа. Корисним є також використання процедури randomize, що дає змогу отримувати щоразу різні послідовності псевдовипадкових чисел. Оцінка якості ГПП, створених на основі функції random, здійснювалася тими самими методами, що були використані для визначення параметрів генераторів, реалізованих апаратними засобами.

Під час дослідження віртуального ГПЧ за допомогою тесту “розподіл на площині” отримано результати, наведені на рис. 2.15.

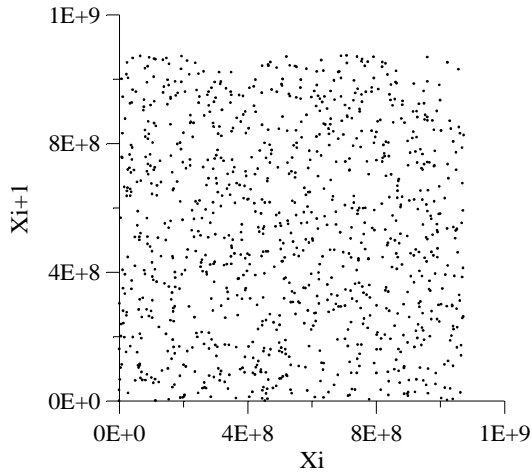


Рис. 2. 15. Результати тесту “розподіл на площині ” для ГПЧ, реалізованого на основі функції random

Хаотичний і рівномірний розподіл точок на площині дає змогу зробити висновок про те, що ГПЧ успішно пройшов цей графічний тест. Дослідження ГПЧ за допомогою оцінювальних тестів наведено в табл. 2.9.

Таблиця 2.9

**Результати оцінювального тестування ГПЧ на основі функції random**

| Вид оцінювального тесту                  | $i_{\max} \cdot n_{\max}$ |         |
|--|---------------------------|---------|
|  | 500000                    | 5000000 |
| Перевірка кореляції                      | +                         | +       |
| Перевірка перестановок, що пересікаються | +                         | +       |
| Перевірка на монотонність                | +                         | +       |
| Перевірка перестановок                   | +                         | +       |
| Тест дірок                               | +                         | +       |
| Перевірка незчеплених серій              | -                         | -       |
| Частотний монобітний тест                | +                         | +       |

Отже, ГПЧ витримав майже всі тести на випадковість і рівномірність розподілу, що дає підстави зробити попередній висновок про



можливість побудови на його основі ГПП. Результати імітаційного моделювання такого ГПП наведено на рис. 2.16 і в табл. 2.10 і 2.11. Дослідження виконувались за тактової частоти  $f_T = 1 \text{ МГц}$  і різних середніх частот вихідного сигналу.

Близькість статистичних характеристик ГПП до теоретично визначених свідчить про можливість використання ГПП на основі функції random для створення моделей ДВ, вихідних сигналів ДД і, на цій основі, імітаційного моделювання роботи ДП з метою оптимізації їхніх структур і алгоритмів опрацювання вхідних сигналів.

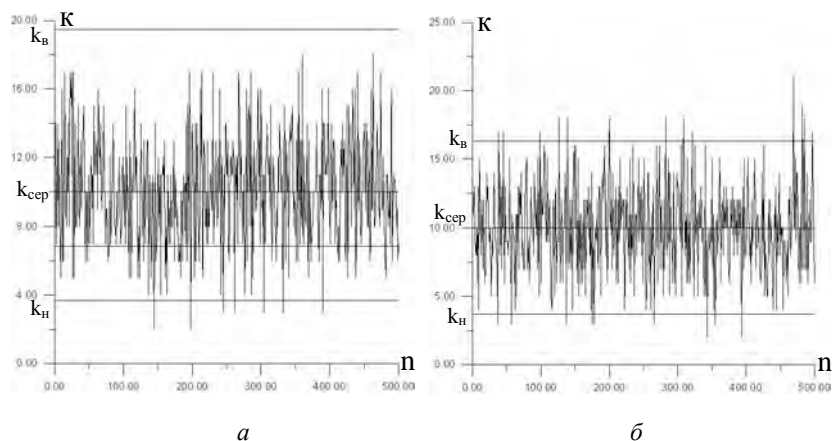


Рис. 2.16. Статистичні характеристики ГПП:

*а* – якщо  $f_{\text{вих}} = 1000 \text{ Гц}$  і  $T_{\text{в}} = 0,01 \text{ с}$ ;

*б* – якщо  $f_{\text{вих}} = 100 \text{ Гц}$  і  $T_{\text{в}} = 0,1 \text{ с}$

Таблиця 2.10

**Статистичні характеристики ГПП,  
побудованого на основі стандартної функції random**

| Значення<br>$f_{\text{вих}}$ і $T_{\text{в}}$                           | Діапазон дослідження (значення $n$ ) | Кількість значень $k$ , що виходять за межі, згідно з (1.4)–(1.6) |              |               |
|---|--------------------------------------|---|--------------|---------------|
|   |                                      | для $p=0,95$  | для $p=0,68$ | для $p=0,997$ |
| $f_{\text{вих}} = 1000 \text{ Гц}$<br>і $T_{\text{в}} = 0,01 \text{ с}$ | 0 – 500                              | 4,2 %   | 28 %         | 0 %           |
| $f_{\text{вих}} = 100 \text{ Гц}$<br>і $T_{\text{в}} = 0,1 \text{ с}$   | 0 – 500                              | 4,4 %   | 29,2 %       | 0,2 %         |

**Оцінювання ГПП, побудованого на основі функції random,  
за допомогою статистичного критерію  $\chi^2$**

|   |   |   |
|---|---|---|
| Значення<br>$f_{\text{вих}}$ і $T_{\text{в}}$ | $f_{\text{вих}} = 1000 \text{ Гц}$<br>і $T_{\text{в}} = 0,01 \text{ с}$ | $f_{\text{вих}} = 100 \text{ Гц}$<br>і $T_{\text{в}} = 0,1 \text{ с}$ |
| Результат<br>тестування                       | тест пройдено   | тест пройдено   |

## 2.2. Імітаційні моделі джерел випромінювання (ДВ) і дозиметричних детекторів (ДД)

Під час дослідження характеристик дозиметричних приладів, їхнього налагодження і випробування використовуються джерела іонізуючого випромінювання різної природи. Для широкодіапазонних дозиметрів значення ПЕД цих джерел повинні бути достатньо великими, що, природно, спричиняє певні незручності у роботі з ними. Отже, існує необхідність у створенні генераторів, які б імітували вихідні імпульсні потоки детекторів і використовувались на етапах розроблення і попередніх випробувань приладів. Такі генератори можуть створюватись як апаратними, так і програмними засобами; перші використовуються для створення нестандартного обладнання, призначеного для перевірки і налагодження ДП, а другі – під час проектування ДП.

### 2.2.1. Імітаційні моделі ДВ

Імітаційні моделі ДВ створюються на основі ГПП. Апаратними чи програмними засобами імітується імпульсний потік, імовірнісні характеристики якого відповідають пуассонівському закону розподілу, характерному для потоку частинок чи квантів іонізуючих випромінювань.

Отже, модель ДВ може бути створена на основі структури ГПП, наведеної на рис. 2.1 [40].

Середня частота повторення вихідних імпульсів ГПП визначається виразом (2.1). З іншого боку, середня частота повторення імпульсів на виході ДД, без урахування його мертвого часу, залежить від величини ПЕД  $\lambda$  і чутливості детектора  $\gamma$ :

$$f_{\text{вих}} = \lambda \cdot \gamma. \quad (2.10)$$

Середня кількість імпульсів, що може бути зафіксована на виході ГПП чи виході детектора (який імітується генератором) за час вимірювання  $T_{\text{в}}$ , визначається рівнянням (2.7).

У табл. 2.12 наведено значення частоти  $f_{\text{вих}}$  для різних значень ПЕД  $\lambda$  і значення  $k_{\text{сеп}}$  для різних  $\lambda$  і  $T_B$ . Дані табл. 2.12 отримано для  $f_r = 100 \text{ кГц}$ ,  $\gamma = 0,02 \frac{\text{Гц}}{\text{мкР/год}}$  і  $E_{\text{max}} = 1$ , де  $E_{\text{max}}$  – максимально можливе значення числа на виході ГПЧ (рис. 2.1). Тут також наведено значення  $i_{\text{max}}$  – кількості вхідних імпульсів генератора, що відповідають часу  $T_B$ .

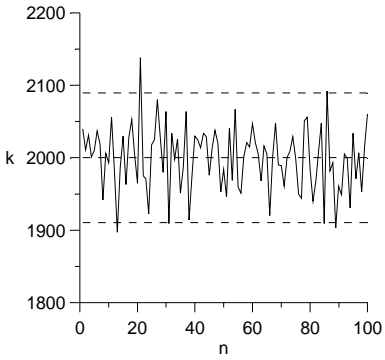
Таблиця 2.12

### Статичні характеристики ГПП

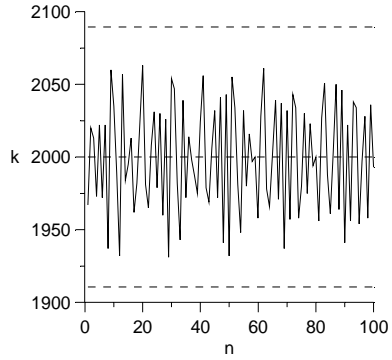
| $\lambda$ ,<br>мР/год | G (для ГПП<br>на основі:<br>функції random)/<br>на основі<br>нагромаджувального<br>суматора) | $f_{\text{вих}}$ ,<br>Гц | $k_{\text{сеп}}$                            |  |   |
|-----------------------|--|--------------------------|---|--|---|
|                       |  |                          | $T_B=1 \text{ с},$<br>$i_{\text{max}}=10^5$ | $T_B=10 \text{ с},$<br>$i_{\text{max}}=10^6$ | $T_B=100 \text{ с},$<br>$i_{\text{max}}=10^7$ |
| 0,01                  | $2 \cdot 10^{-6} / 2 \cdot 10^{-6} \cdot \text{С}$   | 0,2                      | 0,2   | 2  | 20  |
| 0,1                   | $2 \cdot 10^{-5} / 2 \cdot 10^{-5} \cdot \text{С}$   | 2                        | 2   | 20   | 200   |
| 1                     | $2 \cdot 10^{-4} / 2 \cdot 10^{-4} \cdot \text{С}$   | 20                       | 20  | 200  | 2000  |
| 10                    | $2 \cdot 10^{-3} / 2 \cdot 10^{-3} \cdot \text{С}$   | 200                      | 200   | 2000   | $20 \cdot 10^3$                               |
| 100                   | $2 \cdot 10^{-2} / 2 \cdot 10^{-2} \cdot \text{С}$   | 2000                     | 2000  | $20 \cdot 10^3$                              | $200 \cdot 10^3$                              |
| 1000                  | $2 \cdot 10^{-1} / 2 \cdot 10^{-1} \cdot \text{С}$   | $20 \cdot 10^3$          | $20 \cdot 10^3$                             | $200 \cdot 10^3$                             | $2000 \cdot 10^3$                             |

Статистичні характеристики ГПП можуть бути визначені за допомогою математичного моделювання його структури на відповідність пуассонівському закону розподілу, що описується виразами (1.5) і (2.7).

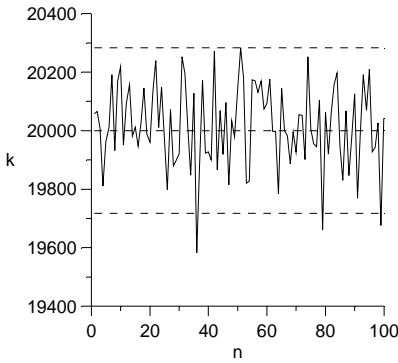
Математичне моделювання ГПП, за умови, що ГПЧ реалізується за допомогою стандартної функції середовища Delphi – random, для різних значень  $f_{\text{вих}}$  і  $T_B$ , наведених у табл. 2.12, показало, що генератор відповідає критерію (1.5). На рис. 2.17, а, б, в відображено результати моделювання для  $\lambda = 100 \frac{\text{мР}}{\text{год}}$  ( $f_{\text{вих}} = 2000 \text{ Гц}$ ) і для різних значень  $T_B$ . Тут використано такі позначення: k – кількість імпульсів потоку, що зафіксована за час  $T_B$ , n – порядковий номер чергового інтервалу  $T_B$ . Пунктирними лініями показано середні значення і межі статистичного розкиду відповідно до виразів (2.7) і (1.5).



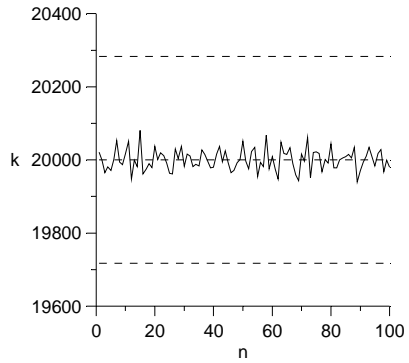
a)  $T_B = 10 c (i_{\max} = 10^5)$



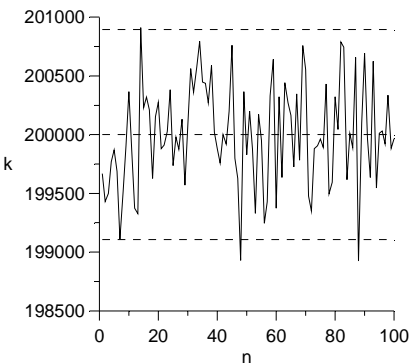
z)  $T_B = 10 c (i_{\max} = 10^5)$



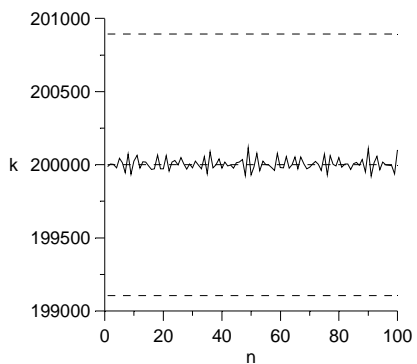
б)  $T_B = 10 c (i_{\max} = 10^6)$



д)  $T_B = 10 c (i_{\max} = 10^6)$



в)  $T_B = 100 c (i_{\max} = 10^7)$



е)  $T_B = 100 c (i_{\max} = 10^7)$

Рис. 2.17. Статистичні характеристики ГПП

Для побудови ГПП з використанням функції *random* корисна можливість використання процедури *randomize*, яка дає змогу отримувати кожен раз нові статистичні розподіли значень  $k$ .

Для побудови імітаційної моделі ДВ апаратними засобами може бути використана структурна схема ГПП на базі нагромаджувального суматора (рис. 2.13), що реалізує конгруентний метод побудови ГПЧ згідно з рівнянням  $X_{n+1} = (A \cdot X_n + B) \bmod C$ .

Число  $G$  вибирають залежно від значення ПЕД  $\lambda$  за табл. 2.12.

Так, наприклад, для  $\lambda = 100 \frac{MP}{\text{год}}$  –  $G = 2 \cdot 10^{-2} \cdot C$ .

Статичні характеристики ГПП визначаються виразом

$$f_{\text{вих}} = \frac{G}{C} \cdot f_{\text{т}}, \quad (2.11)$$

рівняннями (2.7), (2.10) і відповідають даним табл. 2.12, якщо

$$f_{\text{т}} = 100 \text{ кГц} \text{ і } \gamma = 0,02 \frac{\text{Гц}}{\text{мкР/год}}.$$

Статистичні характеристики генератора істотно залежать від значень  $A$ ,  $B$  і  $C$ . У разі невдалого вибору цих значень пристрій не буде відповідати критерію (1.5) і, отже, сформована ним імпульсна послідовність не буде описуватись пуассонівським законом розподілу. Для ілюстрації цього факту на рис. 2.17,  $z$ ,  $d$ ,  $e$  наведено графіки розподілу, отримані для  $A = 109$ ,  $B = 12345$ ,  $C = 2^{20}$  при  $\lambda = 100 \frac{MP}{\text{год}}$  ( $f_{\text{вих}} = 2000 \text{ Гц}$ ).

Отже, необхідно сформулювати певні вимоги до вибору значень  $A$ ,  $B$  і  $C$  за умови, що  $C = 2^s$ , де  $s$  – ціле додатне число. Вони можуть бути такими.

Значення  $C$  повинно відповідати співвідношенню

$$C > i_{\text{max}} \cdot n_{\text{max}}, \quad (2.12)$$

де  $n_{\text{max}}$  – максимальна кількість інтервалів  $T_B$ , що аналізуються (в наведених прикладах  $n_{\text{max}} = 100$ ). Це є необхідною умовою для забезпечення значення періоду повторення псевдовипадкових чисел  $X_n$ , більшого від максимально можливого часу роботи ГПП.

Значення  $A$  і  $B$  повинні вибиратись за відомими правилами з метою забезпечення максимально можливого періоду повторення  $X_n$ , що дорівнює значенню  $C$ . Зокрема, числа  $B$  і  $C$  повинні бути взаємно простими [31, 33, 41].

На рис. 2.18 наведено графіки статистичних характеристик пристрою на базі нагромаджувального суматора (рис. 2.13), отримані в результаті математичного моделювання при  $\lambda = 100 \frac{mP}{\sigma \delta}$  ( $f_{\text{вих}} = 2000 \text{ Гц}$ ), для різних значень  $T_B$ . Вони одержані для значень  $C = 2^{30}$ ,  $A = 109$  і  $B = 12345679$ , що відповідають вищенаведеним вимогам. Оскільки характеристики загалом відповідають критерію (1.5), можна вважати, що ГППП формує імпульсну послідовність, наближену до пуассонівської.

Швидкодія розглядуваного пристрою визначається переважно коефіцієнтом множення схеми СМ – числом  $A$ , а також швидкодією нагромаджувального суматора, побудованого на КС1 і Рг1, яка, своєю чергою, залежить від внутрішньої побудови комбінаційного суматора. Отже, підвищення швидкодії генератора можливе у разі зменшення значення  $A$  і збільшення швидкодії КС1.

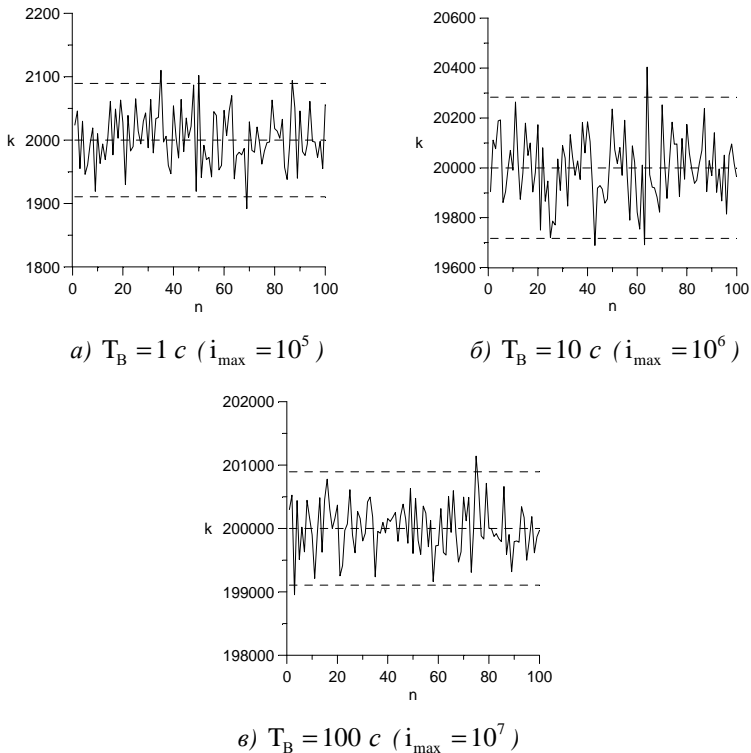


Рис. 2.18. Статистичні характеристики ГППП

### 2.2.2. Імітаційні моделі ДД

Імітаційні моделі ДП загалом і ДД зокрема можуть використовуватись на етапах їхнього проектування, прискорюючи вибір оптимальних структур приладів та алгоритмів обробки дозиметричної інформації з метою отримання заданих метрологічних характеристик. У цьому параграфі розглядаються моделі детекторів з мертвим часом непродовжуючого типу, до яких, зокрема, за певного способу увімкнення, належить найпоширеніший тип ДД – лічильники Гейгера–Мюллера.

Модель ДД доцільно розглядати разом з моделлю ДВ, повністю імітуючи вихідний сигнал детектора. Своєю чергою, ДВ, як було показано у попередньому параграфі, може бути відтворене (змодельоване) за допомогою ГПП.

Так само, як і моделі ДВ, моделі ДД можуть створюватись як програмними, так і апаратними.

Структурну схему, що відповідає алгоритму роботи імітаційної моделі відтворення вихідного сигналу ДД з використанням стандартної функції середовища Delphi – random, наведено на рис. 2.19 [42]. Модель призначена для реалізації програмними засобами і містить генератор псевдовипадкових чисел ГПЧ, схеми порівняння СП1 і СП2, лічильник Лч, тригер Тг і логічні елементи І1, І2.

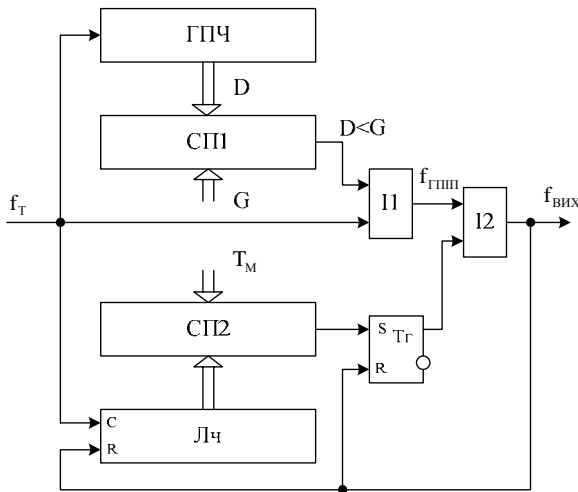


Рис. 2.19. Імітаційні модель відтворення вихідного сигналу ДД з мертвим часом непродовжуючого типу із використанням функції random

Частина моделі, що складається з генератора ГПЧ, схеми порівняння СП1 і логічного елемента П1, утворює ГПП1, вихід якого є виходом П1. З кожним вхідним імпульсом, частота повторення яких дорівнює  $f_T$ , на виході ГПЧ, завдяки виконанню функції `random`, формується чергове випадкове число  $D$ , значення якого лежать у межах  $0 < D < 1$ . Якщо  $D < G$ , де  $0 < G < 1$ , на виході СП1 формується сигнал, який дає змогу черговому вхідному імпульсу пройти на вихід генератора.

Середня частота повторення вихідних імпульсів ГПП1 визначається виразом:

$$f_{\text{гпп1}} = G \cdot f_T. \quad (2.13)$$

Значення  $f_{\text{гпп1}}$  може бути знайдене також на підставі значення ПЕД  $\lambda$  і чутливості детектора  $\gamma$ :

$$f_{\text{гпп1}} = \lambda \cdot \gamma. \quad (2.14)$$

Із рівнянь (2.13) і (2.14) обчислюється значення керуючого коду  $G$ :

$$G = \frac{\lambda \gamma}{f_T}. \quad (2.15)$$

Середня кількість імпульсів на виході ГПП1 за час  $T_B$  дорівнює:

$$k_{\text{ісеп}} = T_B \cdot f_{\text{гпп1}}. \quad (2.16)$$

Середня частота імпульсів на виході детектора з мертвим часом  $\tau_M$  непродовжуючого типу визначається так [1]:

$$f_{\text{вих}} = \frac{f_{\text{гпп1}}}{1 + f_{\text{гпп1}} \cdot \tau_M} = \frac{\lambda \cdot \gamma}{1 + \lambda \cdot \gamma \cdot \tau_M}. \quad (2.17)$$

Вплив мертвого часу на вихідний сигнал детектора імітується за допомогою частини моделі, до складу якої входять лічильник Лч, схема порівняння СП2, тригер Тг і логічний елемент І2. У початковий момент часу тригер Тг в одиничному стані, а логічний елемент І2 є відкритим. Кожний імпульс, що проходить на вихід моделі, переводить лічильник Лч і тригер Тг в нульовий стан. Елемент І2 закривається і наступний імпульс з виходу П1 зможе пройти через І2 тільки після того, як лічильник Лч відрахує кількість тактових імпульсів  $T_M$ , що є пропорційною до значення  $\tau_M$ . Спра-



цюю схему порівняння СП2 і тригер Тг знову перейде в одиничний стан. Імітація мертвого часу власне непродовжуючого типу реалізується за рахунок того, що при закритому елементі І2 вихідні імпульси елемента І1, тобто вихідні імпульси ГППП, ніяк не впливають на частину моделі, що визначає тривалість мертвого часу.

Значення  $T_M$  знаходять за рівнянням:

$$T_M = \tau_M \cdot f_T. \quad (2.18)$$

Середня кількість імпульсів на виході імітаційної моделі за час  $T_B$  дорівнює:

$$k_{2\text{сер}} = T_B \cdot f_{\text{вих}}. \quad (2.19)$$

У табл. 2.13 наведено значення  $G$ ,  $T_M$ ,  $f_{\text{гппп}}$ ,  $f_{\text{вих}}$ ,  $k_{1\text{сер}}$  і  $k_{2\text{сер}}$  для різних значень  $\lambda$ ,  $\gamma$ , і  $\tau_M$ , якщо  $f_T = 1 \text{ МГц}$  і  $T_B = 1 \text{ с}$  (стовпчик із значеннями керуючого коду  $N$  використовується під час розгляду роботи наступної моделі, структура якої наведена на рис. 2.20).

Таблиця 2.13

**Статичні характеристики імітаційних моделей ДД  
якщо  $f_T = 1 \text{ МГц}$  і  $T_B = 1 \text{ с}$**

| $\lambda$ ,<br>мкР/год | $\gamma$ ,<br>$\frac{\text{Гц}}{\text{мкР/год}}$ | $\tau_M$ ,<br>мкс | $G$               | $N$                              | $T_M$ | $f_{\text{гппп}}, \text{Гц};$<br>$k_{1\text{сер}}$ | $f_{\text{вих}}, \text{Гц};$<br>$k_{2\text{сер}}$ |
|------------------------|--|-------------------|-------------------|----------------------------------|-------|--|---|
|                        | 0,02   | 10                | $2 \cdot 10^{-4}$ | $2 \cdot 10^{-4} \cdot \text{С}$ | 10    | 200  | 199,60  |
| $10^4$                 |  | 100               | $2 \cdot 10^{-4}$ | $2 \cdot 10^{-4} \cdot \text{С}$ | 100   | 200  | 196,07  |
|                        | 0,05   | 10                | $5 \cdot 10^{-4}$ | $5 \cdot 10^{-4} \cdot \text{С}$ | 10    | 500  | 497,51  |
|                        |  | 100               | $5 \cdot 10^{-4}$ | $5 \cdot 10^{-4} \cdot \text{С}$ | 100   | 500  | 476,19  |
|                        | 0,02   | 10                | $2 \cdot 10^{-3}$ | $2 \cdot 10^{-3} \cdot \text{С}$ | 10    | 2000   | 1960,78   |
| $10^5$                 |  | 100               | $2 \cdot 10^{-3}$ | $2 \cdot 10^{-3} \cdot \text{С}$ | 100   | 2000   | 1666,66   |
|                        | 0,05   | 10                | $5 \cdot 10^{-3}$ | $5 \cdot 10^{-3} \cdot \text{С}$ | 10    | 5000   | 4761,90   |
|                        |  | 100               | $5 \cdot 10^{-3}$ | $5 \cdot 10^{-3} \cdot \text{С}$ | 100   | 5000   | 3333,33   |
|                        | 0,02   | 10                | $2 \cdot 10^{-2}$ | $2 \cdot 10^{-2} \cdot \text{С}$ | 10    | 20000  | 16666,66  |
| $10^6$                 |  | 100               | $2 \cdot 10^{-2}$ | $2 \cdot 10^{-2} \cdot \text{С}$ | 100   | 20000  | 6666,66   |
|                        | 0,05   | 10                | $5 \cdot 10^{-2}$ | $5 \cdot 10^{-2} \cdot \text{С}$ | 10    | 50000  | 33333,33  |
|                        |  | 100               | $5 \cdot 10^{-2}$ | $5 \cdot 10^{-2} \cdot \text{С}$ | 100   | 50000  | 8333,33   |

У роботі були досліджені статистичні характеристики вихідного сигналу ГППП (вихід логічного елемента I1) і вихідного сигналу моделі загалом (вихід логічного елемента I2), що відповідають вхідному і вихідному сигналам дозиметричного детектора.

Відомо, що для вихідного сигналу ГППП кількість імпульсів пуассонівського імпульсного потоку  $k_1$ , зафіксована за час  $T_B$ , з надійною імовірністю 0,95 повинна лежати у межах [1]:

$$k_{1\text{сеп}} - 2\sqrt{k_{1\text{сеп}}} < k_1 < k_{1\text{сеп}} + 2\sqrt{k_{1\text{сеп}}} , \quad (2.20)$$

де  $k_{1\text{сеп}}$  визначається рівнянням (2.16).

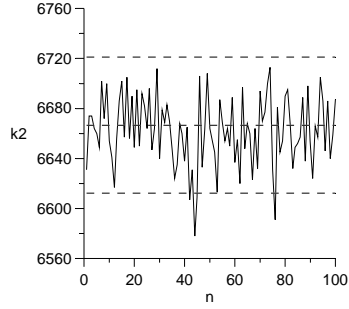
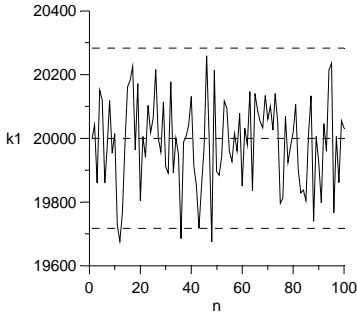
Якщо  $\tau_M \neq 0$ , вихідний імпульсний потік моделі, так само, як і вихідний імпульсний потік дозиметричного детектора, не відповідає пуассонівському закону розподілу. Це пояснюється тим, що упродовж мертвого часу моделі чи детектора є неможливим формування вихідних імпульсів. Нами було зроблене і підтверджене, в результаті дослідження, припущення, що кількість вихідних імпульсів моделі  $k_2$ , зафіксованих за час  $T_B$ , з надійною імовірністю 0,95 лежить в межах:

$$k_{2\text{сеп}} - 2 \cdot \kappa_M \cdot \sqrt{k_{2\text{сеп}}} < k_2 < k_{2\text{сеп}} + 2 \cdot \kappa_M \cdot \sqrt{k_{2\text{сеп}}} , \quad (2.21)$$

де  $k_{2\text{сеп}}$  визначається рівнянням (2.19), а  $\kappa_M$  – рівнянням:

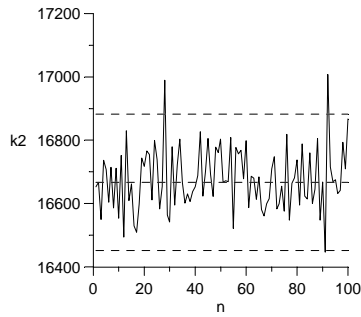
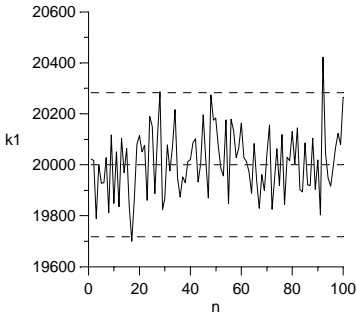
$$\kappa_M = \frac{1}{1 + \lambda \cdot \gamma \cdot \tau_M} . \quad (2.22)$$

У роботі досліджено статистичні характеристики для різних можливих комбінацій значень  $\lambda$ ,  $\gamma$ ,  $\tau_M$  і  $T_B$ . На рис. 2.20 наведено деякі з отриманих результатів при  $\lambda = 10^6 \text{ мкР/год}$  і  $T_B = 1 \text{ с}$ . Тут використовуються такі позначення:  $n$  – порядковий номер чергового інтервалу  $T_B$ ; середні пунктирні лінії відповідають значенням  $k_{1\text{сеп}}$  і  $k_{2\text{сеп}}$ , а верхні і нижні – межах нерівностей (2.20) і (2.21).



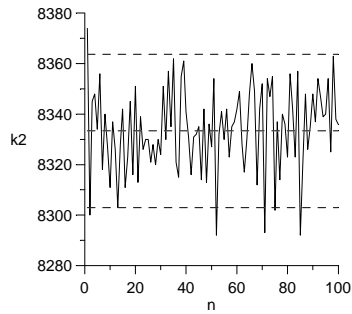
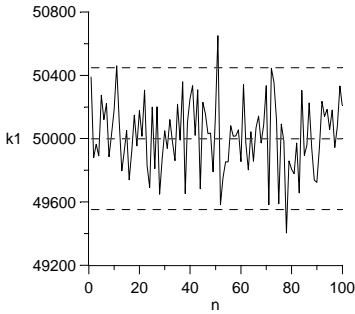
a)  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}}; \tau_m = 100 \text{ мкс}$

б)  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}}; \tau_m = 100 \text{ мкс}$



в)  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}}; \tau_m = 10 \text{ мкс}$

г)  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}}; \tau_m = 10 \text{ мкс}$



д)  $\gamma = 0,05 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}}; \tau_m = 100 \text{ мкс}$

е)  $\gamma = 0,05 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}}; \tau_m = 100 \text{ мкс}$

Рис. 2.20. Статистичні характеристики вихідного сигналу ДД з мертвим часом непродовжуючого типу (модель з використанням функції random)

Імітаційну модель відтворення вихідного сигналу детектора на базі нагромаджувального суматора наведено на рис. 2.21. Модель призначено для реалізації як апаратними, так і програмними засобами. У цій моделі ГППП реалізовано на комбінаційних суматорах КС1 і КС2, регістрах Рr1 і Рr2, схемі множення СМ, схемі порівняння СП1 і логічному елементі І1. Частина моделі, що імітує вплив мертвого часу детектора на вихідну імпульсну послідовність, є ідентичною до відповідної частини моделі на рис. 2.19.

Робота ГППП ґрунтується на реалізації лінійного конгруентного методу формування псевдовипадкових чисел з рівномірним законом розподілу згідно з рівнянням  $X_{n+1} = (A \cdot X_n + B) \text{ mod } C$  (п. 2.1.3).

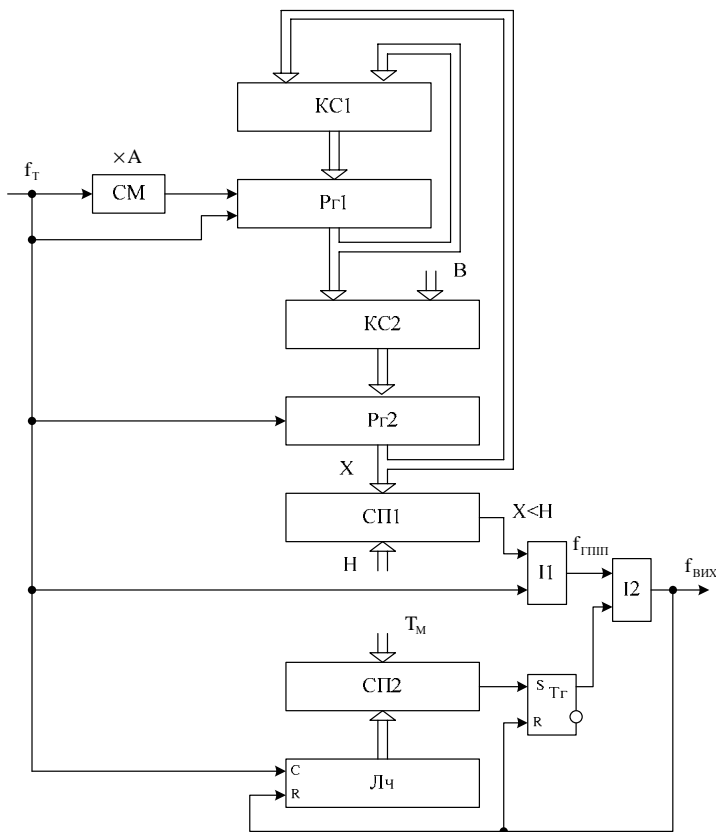
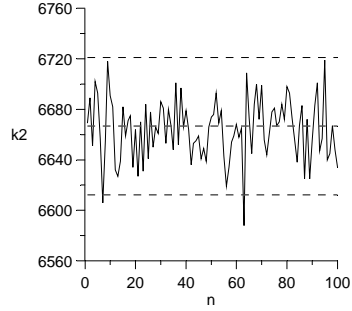
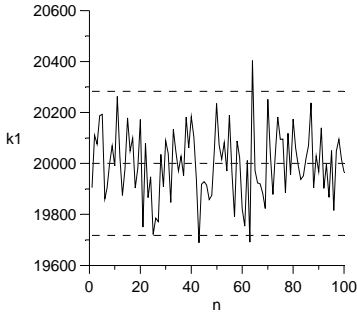
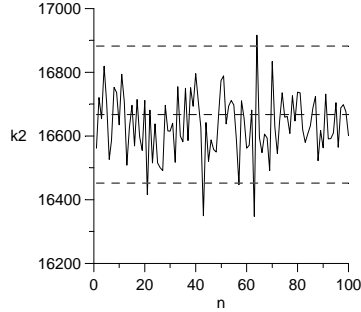
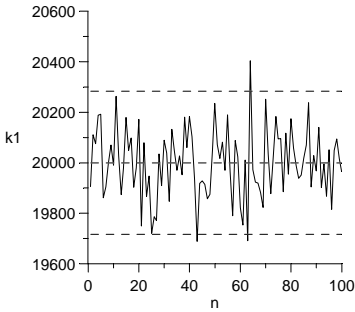


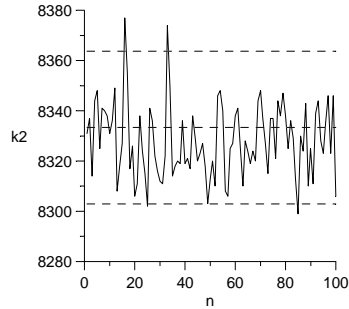
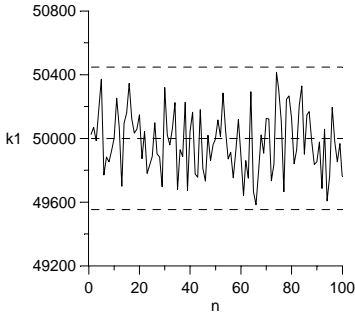
Рис. 2.21. Імітаційна модель відтворення вихідного сигналу ДД з мертвим часом непродовжуючого типу із використанням нагромаджувального суматора



а)  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}}$ ;  $\tau_m = 100 \text{ мкс}$    б)  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}}$ ;  $\tau_m = 100 \text{ мкс}$



в)  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}}$ ;  $\tau_m = 10 \text{ мкс}$    г)  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}}$ ;  $\tau_m = 10 \text{ мкс}$



д)  $\gamma = 0,05 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}}$ ;  $\tau_m = 100 \text{ мкс}$    е)  $\gamma = 0,05 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}}$ ;  $\tau_m = 100 \text{ мкс}$

Рис. 2.22. Статистичні характеристики вихідного сигналу ДД з мертвим часом непродовжуючого типу (модель з використанням нагромаджувального суматора)

Число  $N$  вибирають залежно від значення ПЕД  $\lambda$  і чутливості детектора  $\gamma$  за табл. 2.13. Так, наприклад, для  $\lambda = 10^6 \frac{\text{мкР}}{\text{год}}$  і

$$\gamma = 0,02 \frac{\text{Гц}}{\text{мкР/год}} - N = 2 \cdot 10^{-2} \cdot C.$$

Статичні характеристики ГПП визначаються виразом

$$Z = \frac{N \cdot f_T}{C}, \quad (2.23)$$

рівняннями (2.14), (2.16)–(2.17) і відповідають даним табл. 2.13, якщо  $f_T = 1 \text{ МГц}$  і  $T_B = 1 \text{ с}$ .

Статистичні характеристики генератора істотно залежать від значень  $A$ ,  $B$  і  $C$ . Під час дослідження було встановлено, що задовільні характеристики досягаються, зокрема, для таких значень:  $C = 2^{30}$ ,  $A = 109$  і  $B = 12345679$ . На рис. 2.22 наведено окремі з отриманих результатів, якщо  $\lambda = 10^6 \text{ мкР/год}$  і  $T_B = 1 \text{ с}$ .

## РОЗДІЛ 3

### АПАРАТНІ ЗАСОБИ ПОКРАЩЕННЯ МЕТРОЛОГІЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ДОЗИМЕТРИЧНИХ ПРИСТРОЇВ

#### 3.1. Використання число-імпульсних функціональних перетворювачів (ЧІФП)

##### ***3.1.1. Можливості використання ЧІФП для опрацювання вихідних сигналів ДД***

Під час побудови дозиметрів постає низка завдань, які можуть бути успішно вирішені за допомогою ЧІФП. До них, зокрема, належать:

- масштабування вихідного імпульсного потоку ДД з метою отримання результату вимірювання у заданих одиницях;
- компенсація мертвого часу ДД;
- компенсація енергетичної характеристики ДД;
- оптимізація часу вимірювання інтенсивності дози;
- оптимізація алгоритмів роботи дозиметричних пристроїв з блоками детектування низької чутливості;
- створення багатофункціональних дозиметричних пристроїв.

Усі сформульовані завдання, окрім корекції енергетичної характеристики ДД, для якої необхідно частково використовувати аналогову схемотехніку [43, 44], можна реалізувати виключно апаратними засобами, зокрема на ПЛІС. Ці завдання можуть бути також реалізовані програмними засобами. Кожна з цих реалізацій має певні переваги і недоліки. У зв'язку з цим далі наведено приклади реалізації пристроїв для опрацювання вихідних сигналів ДД, що з особливою ефективністю вирішуються засобами число-імпульсного функціонального перетворення.

##### ***3.1.2. Використання універсального цифрового інтенсиметра при побудові ДП***

Розроблений інтенсиметр [45–47] використовується як базовий під час створення різних типів ДП та інших пристроїв, що забезпечують вимірювання інтенсивності імпульсних потоків з опрацюванням вхідної інформації в процесі її надходження.

Структурну схему інтенсиметра наведено на рис. 3.1. До його складу входять комбінаційний суматор КС, регістр Рг, двійково-десятькові лічильники Лч1 – Лч3, мультиплектори МП1 – МП3, перетворювач кодів ПК, блок управління БУ, дешифратор Дш, цифровий індикатор ЦІ, елемент затримки ЕЗ, логічні елементи АБО, І1 – І4.

У початковому стані на другому виході БУ формується рівень логічного 0, який закриває логічні елементи І1 і І2. У лічильнику Лч3 міститься, а на ЦІ за допомогою ДШ висвітлюється результат попереднього вимірювання.

Після подавання на вхід БУ стартового сигналу СС на першому виході БУ формується короткий імпульс, який скидає усі декади Лч1, Лч2 і Лч3 у нульовий стан, а усі розряди регістра Рг – в одиничний стан. Одночасно на другому виході БУ устанавлюється рівень логічної 1, який відкриває логічні елементи І1 і І2. Починаючи з цього моменту, імпульси з інформаційного входу ІВ надходять на вхід логічного елемента АБО, а імпульси з тактового входу ТВ – на лічильний вхід Лч1.

Розглянемо спочатку роботу пристрою за наявності рівня логічної 1 на керуючому вході КВ1. У цьому режимі логічний елемент І4 відкритий та імпульси з виходу І3 через елемент затримки ЕЗ надходять на другий вхід елемента АБО. Середня частота імпульсів на виході елемента АБО дорівнює:

$$f_2' = f_1 + f_3', \quad (3.1)$$

де  $f_1$  – середня частота імпульсів на вході пристрою;  $f_3'$  – середня частота імпульсів на виході елемента І3.

Комбінаційний суматор КС, регістр Рг, логічні елементи АБО, І3, І4 і елемент затримки ЕЗ утворюють помножувач на нагромаджувальному суматорі з додатним зворотним зв'язком, середня частота імпульсів на виході якого (тобто на виході елемента АБО) становить [9]:

$$f_2' = \frac{N_m}{N_m - A} f_1, \quad (3.2)$$

де:  $N_m = 2^m$ ;  $m$  – кількість двійкових розрядів КС і Рг;  $A$  – керуючий код.



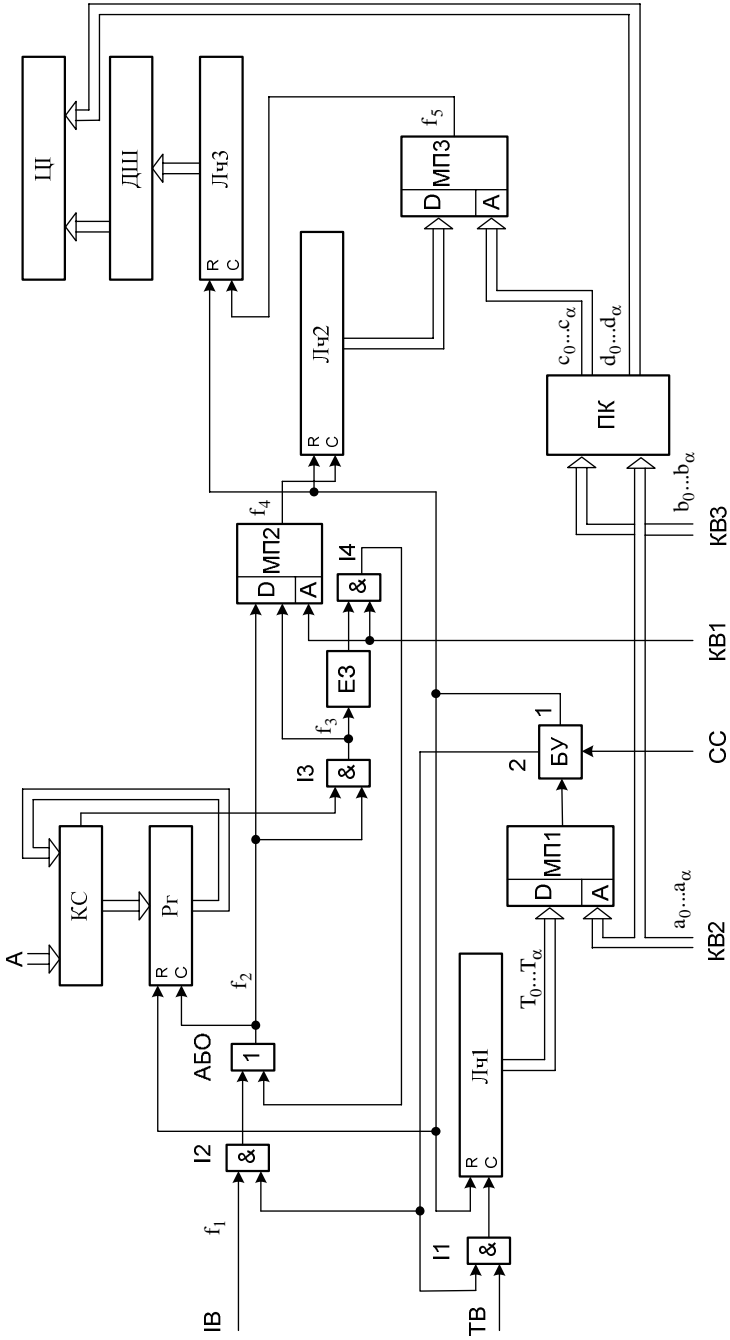


Рис. 3.1. Структурна схема цифрового інтенсиметра

У режимі, що розглядається, на вихід мультиплексора МП2 проходять імпульси з виходу елемента АБО. Отже, середня частота імпульсів на виході МП2 дорівнює:

$$f_4' = f_2' = \frac{N_m}{N_m - A} f_1 = k' \cdot f_1, \quad (3.3)$$

де

$$k' = \frac{N_m}{N_m - A}. \quad (3.4)$$

Число  $A$  може змінюватись в межах

$$0 \leq A \leq N_m - 1. \quad (3.5)$$

Отже, значення коефіцієнта  $k'$  лежать у межах

$$1 \leq k' \leq N_m. \quad (3.6)$$

Розглянемо тепер роботу пристрою за наявності логічного 0 на виході КВ1. У цьому режимі елемент І4 закритий, а імпульси з виходу І2 безпосередньо проходять на вихід елемента АБО, імпульси з виходу І3 – на вихід мультиплексора МП2. Середня частота імпульсів на виході МП2 дорівнює:

$$f_4'' = f_3'' = \frac{A}{N_m} f_2' = \frac{A}{N_m} f_1 = k'' \cdot f_1, \quad (3.7)$$

де

$$k'' = \frac{A}{N_m}. \quad (3.8)$$

Враховуючи (3.5), діапазон зміни значень  $k''$  визначається виразом:

$$0 \leq k'' \leq \frac{N_m - 1}{N_m}. \quad (3.9)$$

Узагальнюючи (3.3)–(3.9), можна записати:

$$f_4 = k \cdot f_1, \quad (3.10)$$

де значення коефіцієнта  $k$  визначається рівняннями (3.4) чи (3.8), а його значення лежать у межах

$$0 \leq k \leq N_m. \quad (3.11)$$

На виходах декад лічильника Лч1 формуються часові інтервали

$$T_i = 10^i T_0, \quad (3.12)$$

де  $i = 0, 1, 2, \dots, \alpha$ .

Розглянемо роботу цифрового інтенсиметра за умови, що на керуючих входах КВ2 і КВ3 встановлено коди:

$$a_0 = 1, a_1 = a_2 = \dots = a_\alpha = 0; \quad (3.13)$$

$$b_0 = b_1 = \dots = b_{i-1} = 0, b_i = 1, b_{i+1} = b_{i+2} = \dots = b_\alpha = 0, \quad (3.14)$$

де  $i$  може набувати будь-яких значень – від 0 до  $\alpha$ . Перетворювач кодів ПК перетворює коди  $a_0 \dots a_\alpha$  і  $b_0 \dots b_\alpha$  відповідно до алгоритму, що наведений в табл. 3.1. Тут символом \* позначено довільне значення розрядів коду  $b_0 \dots b_\alpha$ .

Таблиця 3.1

**Режими роботи цифрового інтенсиметра**

| $a_0, \dots, a_\alpha$ | Час вимірювання, $T$       | $b_0, \dots, b_\alpha$ | Вихідні коди ПК        |                        | Співвідношення між $f_5$ і $f_4$ | Положення коми на ЦЦ   |   |   |   |     |   |   |
|------------------------|----------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|----------------------------------|--|---|---|---|-----|---|---|
|                        |                            |                        | $c_0, \dots, c_\alpha$ | $d_0, \dots, d_\alpha$ |                                  |  |   |   |   |     |   |   |
| 100...0                | $T_0$                      | 100...0                | 100...0                | 100...0                | $f_5 = f_4$                      | <table border="1" style="display: inline-table; vertical-align: middle;"><tr><td>□</td><td>□</td><td>□</td><td>...</td><td>□</td><td>□</td></tr></table> | □ | □ | □ | ... | □ | □ |
| □                      | □                          | □                      | ...                    | □                      | □                                |  |   |   |   |     |   |   |
| 100...0                | $T_0$                      | 010...0                | 010...0                | 010...0                | $f_5 = f_4 / 10^1$               | <table border="1" style="display: inline-table; vertical-align: middle;"><tr><td>□</td><td>□</td><td>□</td><td>...</td><td>□</td><td>□</td></tr></table> | □ | □ | □ | ... | □ | □ |
| □                      | □                          | □                      | ...                    | □                      | □                                |  |   |   |   |     |   |   |
| 100...0                | $T_0$                      | 001...0                | 001...0                | 001...0                | $f_5 = f_4 / 10^2$               | <table border="1" style="display: inline-table; vertical-align: middle;"><tr><td>□</td><td>□</td><td>□</td><td>...</td><td>□</td><td>□</td></tr></table> | □ | □ | □ | ... | □ | □ |
| □                      | □                          | □                      | ...                    | □                      | □                                |  |   |   |   |     |   |   |
| .....                  | .....                      | .....                  | .....                  | .....                  | .....                            | .....  |   |   |   |     |   |   |
| 100...0                | $T_0$                      | 000...1                | 000...1                | 000...1                | $f_5 = f_4 / 10^\alpha$          | <table border="1" style="display: inline-table; vertical-align: middle;"><tr><td>□</td><td>□</td><td>□</td><td>...</td><td>□</td><td>□</td></tr></table> | □ | □ | □ | ... | □ | □ |
| □                      | □                          | □                      | ...                    | □                      | □                                |  |   |   |   |     |   |   |
| 010...0                | $T_1 = 10^1 T_0$           | ***...*                | 010...0                | 100...0                | $f_5 = f_4 / 10^1$               | <table border="1" style="display: inline-table; vertical-align: middle;"><tr><td>□</td><td>□</td><td>□</td><td>...</td><td>□</td><td>□</td></tr></table> | □ | □ | □ | ... | □ | □ |
| □                      | □                          | □                      | ...                    | □                      | □                                |  |   |   |   |     |   |   |
| 001...0                | $T_2 = 10^2 T_0$           | ***...*                | 001...0                | 100...0                | $f_5 = f_4 / 10^2$               | <table border="1" style="display: inline-table; vertical-align: middle;"><tr><td>□</td><td>□</td><td>□</td><td>...</td><td>□</td><td>□</td></tr></table> | □ | □ | □ | ... | □ | □ |
| □                      | □                          | □                      | ...                    | □                      | □                                |  |   |   |   |     |   |   |
| .....                  | .....                      | .....                  | .....                  | .....                  | .....                            | .....  |   |   |   |     |   |   |
| 000...1                | $T_\alpha = 10^\alpha T_0$ | ***...*                | 000...1                | 100...0                | $f_5 = f_4 / 10^\alpha$          | <table border="1" style="display: inline-table; vertical-align: middle;"><tr><td>□</td><td>□</td><td>□</td><td>...</td><td>□</td><td>□</td></tr></table> | □ | □ | □ | ... | □ | □ |
| □                      | □                          | □                      | ...                    | □                      | □                                |  |   |   |   |     |   |   |

Якщо виконуються умови (3.13) і (3.14), то на виході ПК будуть сформовані коди:

$$c_0 = c_1 = \dots = c_{i-1} = 0, c_i = 1, c_{i+1} = c_{i+2} = \dots = c_\alpha = 0; \quad (3.15)$$

$$d_0 = d_1 = \dots = d_{i-1} = 0, d_i = 1, d_{i+1} = d_{i+2} = \dots = d_\alpha = 0. \quad (3.16)$$

Якщо на входах КВ2 встановлений код (3.13), на вихід МПІ проходить сигнал тривалістю  $T_0$ , який за допомогою блока управління БУ закриває логічні елементи І1, І2 і, у такий спосіб, встановлює час вимірювання  $T = T_0$ .

На виходах декад лічильника Лч2 формуються імпульсні сигнали з частотами  $f_4/10^1, \dots, f_4/10^\alpha$ , які разом із сигналом частоти  $f_4$  надходять на інформаційні входи мультиплексора МПЗ. На вихід МПЗ у разі подавання на його адресні входи коду (3.15) проходить сигнал, середня частота імпульсів якого, з урахуванням (3.10), дорівнює:

$$f_5 = \frac{f_4}{10^i} = \frac{k}{10^i} f_1. \quad (3.17)$$

За час вимірювання  $T$  у лічильнику Лч3 буде зафіксоване число:

$$N = f_5 T = \frac{k}{10^i} n_0, \quad (3.18)$$

де

$$n_0 = f_1 T_0 \quad (3.19)$$

– кількість імпульсів, що надійшла на вхід інтенсиметра за час  $T_0$ .

Код (3.16), що подається на входи ЦІ, зсуває кому на  $i$  знаків праворуч відносно її правого крайнього положення (табл. 3.1). Так забезпечується подання результатів вимірювання у заданих одиницях для будь-яких  $i = 0, 1, 2, \dots, \alpha$ , тобто для будь-якого заданого діапазону вимірювання.

Розглянемо роботу пристрою у разі зміни часу вимірювання. Нехай на входах КВ2 зафіксовано код

$$a_0 = a_1 = \dots = a_{i-1} = 0, \quad a_i = 1, \quad a_{i+1} = a_{i+2} = \dots = a_\alpha = 0, \quad (3.20)$$

де  $i$  може набувати будь-яких значень від 1 до  $\alpha$ . Тоді, незалежно від коду на входах КВ3 і на виходах ПК, отримаємо (табл. 3.1):

$$c_0 = c_1 = \dots = c_{i-1} = 0, \quad c_i = 1, \quad c_{i+1} = c_{i+2} = \dots = c_\alpha = 0, \quad (3.21)$$

$$d_0 = 1, \quad d_1 = d_2 = \dots = d_\alpha = 0. \quad (3.22)$$

Відповідно до виразу (3.20) на вихід МП1 надійде сигнал, за якого установиться час вимірювання згідно з рівнянням (3.12):

$$T = 10^i T_0. \quad (3.23)$$

З (3.21) випливає, що у цьому разі, так само, як і у попередньому, середня частота імпульсів на вході Лч3 визначається рівнянням (3.17). За час вимірювання  $T$  в Лч3 буде зафіксоване число:

$$N = f_5 T = \frac{k}{10^i} f_1 10^i T_0 = k n_0. \quad (3.24)$$

Код (3.22) фіксує кому результату вимірювання в крайньому лівому положенні (табл. 3.1), забезпечуючи цим подання результатів вимірювання в заданих одиницях для будь-якого часу вимірювання.

Основними складовими похибки цифрового інтенсиметра при його використанні в дозиметричних пристроях є: похибка визначення частоти (кількості імпульсів за одиницю часу) імпульсного потоку, параметри якого підпорядковуються пуассонівському закону; похибка перетворення ЧФП, основою якого є нагромаджувальний суматор на КС і Рг (рис. 3.1).

Перша складова похибки може бути оцінена імовірнісними методами за допомогою виразів (1.3)–(1.7).

Похибка перетворення при реалізації залежності (3.2) може бути визначена так:

$$\Delta' = x - \frac{N_m}{N_m - A} n_0, \quad (3.25)$$

де  $x$  – кількість імпульсів, що пройшли на вихід логічного елемента АБО. В роботі [48] доведено, що за умови установаження усіх розрядів регістра Рг в одиничний початковий стан значення  $\Delta'$  лежать у межах:

$$0 \leq \Delta' < 1, \quad (3.26)$$

Під час реалізації залежності (3.7) похибка перетворення визначається рівнянням:

$$\Delta'' = h - \frac{A}{N_m} n_0, \quad (3.27)$$

де  $h$  – кількість імпульсів на виході нагромаджувального суматора, тобто на виході логічного елемента ІЗ. Значення  $\Delta''$ , за одиничних початкових станів розрядів Рг, лежать в межах [48]:

$$0 \leq \Delta'' < 1. \quad (3.28)$$

Проілюструємо отримані результати у разі застосування інтенсиметра для вимірювання ПЕД. В цьому випадку, коли на входах КВ2 і КВ3 установажено коди (3.13) і (3.14), рівняння (3.18) набуде вигляду:

$$N = \frac{k}{10^i} \lambda \gamma T_0, \quad (3.29)$$

де  $\lambda$  – значення ПЕД,  $\gamma$  – чутливість ДД.

Якщо, наприклад,  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\text{ц}}{\text{мкР/год}}$ ,  $k = 50$ ,  $T_0 = 1 \text{ с}$  і використовується чотирирозрядний індикатор, тоді, якщо  $\lambda = 1000 \text{ мкР/год}$ ,  $b_0 = 1$ ,  $b_1 = b_2 = b_3 = 0$ , отримаємо  $N = 1000$ , і

на індикаторі буде зафіксоване число  $\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ , & & & \end{bmatrix}$  у  $mP/год$ . Якщо, за тих самих значень  $\lambda$ ,  $k$ ,  $T_0$  і  $\gamma - b_0 = 0$ ,  $b_1 = 1$ ,  $b_2 = b_3 = 0$ , тоді одержимо  $N=100$ , і на індикаторі буде зафіксоване число  $\begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ , & & & \end{bmatrix}$ , так само в  $mP/год$ . Так відбувається перемикання діапазонів в ДП.

Якщо на входах КВ2 установлений код (3.20), тоді рівняння (3.24) набуде вигляду:

$$N = k\lambda\gamma T_0. \quad (3.30)$$

Цей режим використовується для збільшення часу вимірювання з метою зменшення похибки вимірювання ПЕД. Індикація результатів відбувається у тих самих одиницях, що й у попередньому випадку (табл. 3.1).

### **3.1.3. Використання ЧФП для масштабування вимірюваних величин і компенсації мертвого часу ДД**

Проблема компенсації мертвого часу детекторів іонізуючого випромінювання, як правило, виникає під час побудови ДП з широким динамічним діапазоном. Більшість сучасних блоків детектування характеризуються мертвим часом непродовжуючого типу, середня частота вихідних імпульсів яких визначається за формулою [1]:

$$f = \frac{\lambda\gamma}{1 + \lambda\gamma\tau_m}, \quad (3.31)$$

Наведений вираз справедливий, коли ДД не має чітко вираженої енергетичної залежності лічильної характеристики. Це забезпечується за умови, що детектор має відповідну енергетичну характеристику або ця характеристика реалізується електронними засобами в блоці детектування [2].

Компенсація мертвого часу ДД може здійснюватись за допомогою обчислень, що виконуються мікропроцесором або апаратними засобами. Конкурентоспроможність останніх зумовлена тим, що вони можуть бути реалізовані на ПЛІС із забезпеченням високих технічних характеристик. Серед апаратних засобів варто виділити пристрої для відновлення пуассонівського імпульсного потоку, дослідження яких стосується п. 3.3 цієї роботи.

Один з ефективних способів компенсації мертвого часу ДД з одночасним масштабуванням вимірюваної величини полягає у використанні ЧІФП [49–51].

Структурну схему пристрою для компенсації мертвого часу ДД наведено на рис. 3.2. До його складу входять детектор ДД, одновібратор ОВ, керований подільник частоти КДЧ, лічильники Лч1 і Лч2, реєстри Рг1 і Рг2, комбінаційний суматор КС, логічні елементи І1 і І2, елемент затримки ЕЗ, схема додавання СД і блок управління БУ.

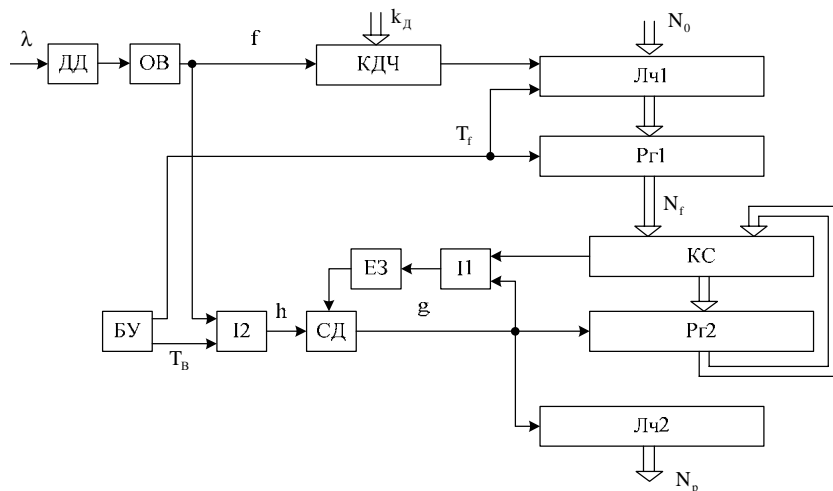


Рис. 3.2. Пристрій для компенсації мертвого часу ДД

Кількість імпульсів на виході елемента І2 дорівнює:

$$h \cong fT_B, \quad (3.32)$$

де  $T_B$  – час вимірювання, що формується блоком управління БУ.

Комбінаційний суматор КС, реєстр Рг2, елемент І1, елемент затримки ЕЗ і схема додавання СД утворюють нагромаджувальний суматор з імпульсним додатним зворотним зв'язком, кількість вихідних імпульсів якого визначається формулою [9]

$$g \cong \frac{2^m}{2^m - N_f} h, \quad (3.33)$$

де  $m$  – кількість двійкових розрядів КС і Рг2,  $N_f$  – керуючий код нагромаджувального суматора. Отже, кожному вихідному імпульсу

ДД відповідає пачка імпульсів на виході СД, кількість імпульсів в якій визначається значенням  $N_f$ , що дає змогу компенсувати “зникнення” імпульсів в ДД, зумовлене мертвим часом. Одновібратор ОВ формує короткі імпульси, що відповідають початку імпульсів на виході детектора. За рахунок цього імпульсна пачка на виході СД формується “в тілі” вихідного імпульсу детектора і, отже, мертвий час детектора не збільшується.

У лічильнику Лч2 фіксується результат вимірювання  $N_p$ :

$$N_p = k_i g, \quad (3.34)$$

де  $k_i$  – вага молодшого розряду Лч2 в одиницях вимірюваної величини.

Для забезпечення відповідності результату вимірювання середньому значенню ПЕД необхідно, щоб виконувалась умова  $N_p \cong \lambda$ . Зважаючи на це, з використанням рівнянь (3.31)–(3.34) можна знайти значення керуючого коду  $N_f'$ , що забезпечує цю умову:

$$\begin{aligned} k_i g &\cong \lambda, \\ k_i \cdot \frac{2^m}{2^m - N_f'} \cdot \frac{\lambda \gamma T_B}{1 + \lambda \gamma \tau_m} &\cong \lambda, \\ N_f' &\cong 2^m - \frac{k_i T_B 2^m \gamma}{1 + \lambda \gamma \tau_m}. \end{aligned} \quad (3.35)$$

Необхідні значення  $N_f$  можна з достатньою точністю сформулювати так, як це реалізовано у пристрої, що розглядається (рис. 3.2). Для цього в лічильник Лч1 записується початкове значення  $N_0$ , а далі воно протягом інтервалу часу  $T_f$ , збільшується до величини

$$N_f \cong N_0 + \frac{f}{k_d} T_f, \quad (3.36)$$

де  $k_d$  – коефіцієнт ділення керованого подільника частоти КДЧ, що зберігається в регістрі Рг1.

Дослідження показали, що значення  $N_f$  і  $N_f'$ , отримані відповідно до виразів (3.35) і (3.36), відрізняються незначно. Так,



наприклад, у діапазоні ПЕД –  $10^4 - 10^7 \frac{\text{мкР}}{\text{год}}$ , за параметрів детектора –  $\gamma = 0,02 \frac{\text{Гц}}{\text{мкР/год}}$ ,  $\tau_m = 100 \cdot 10^{-6} \text{ с}$  і параметрах цифрової частини пристрою –  $m = 10$ ,  $N_0 = 820$ ,  $k_d = 49$ ,  $T_B = 1 \text{ с}$ ,  $k_i = 10 \frac{\text{мкР}}{\text{год}}$ ,  $T_f = 1 \text{ с}$ , різниця між значеннями  $N_f$  і  $N_f'$  становить не більше від одиниці.

Характеристики розробленого пристрою аналізувалися за допомогою імітаційної моделі відтворення вихідного сигналу ДД з мертвим часом непродовжуючого типу, створеної із використанням функції `random` (рис. 2.19).

Статистичні характеристики ДП, одержані в результаті дослідження створеної моделі, за наведених вище параметрів детектора і цифрової частини пристрою, зображено на рис. 3.3–3.5 (на рис. 3.3, якщо  $\lambda = 100000 \frac{\text{мкР}}{\text{год}}$ , на рис. 3.4, якщо  $\lambda = 1000000 \frac{\text{мкР}}{\text{год}}$ , на рис. 3.5, якщо  $\lambda = 10000000 \frac{\text{мкР}}{\text{год}}$ ). Графіки характеристик отримано для  $n$  незалежних випробувань ( $n$  вимірювань, тривалість кожного з яких становить  $T_B$ ).

На рис 3.3, *a* і *b* наведено значення результатів вимірювання  $N_p$  і відносної похибки  $\delta$ , що визначається за формулою

$$\delta = \frac{N_p - \lambda}{\lambda} 100, \quad (3.37)$$

за умови, що пристрій виконує функцію масштабування і не виконує функції компенсації мертвого часу, тобто для будь-якого значення ПЕД  $\lambda$  виконується умова  $N_f = N_0$  (вихід КДЧ відімкнений від ЛЧ1). На рис. 3.3, *v* і *z* наведено значення  $N_p$  і  $\delta$  при реалізації функцій масштабування і компенсації мертвого часу, тобто за умови, що  $N_f$  змінюється відповідно до виразу (3.36). Статистичні характеристики зображені на рис. 3.4 і рис. 3.5, так само отримано за реалізації цієї умови.

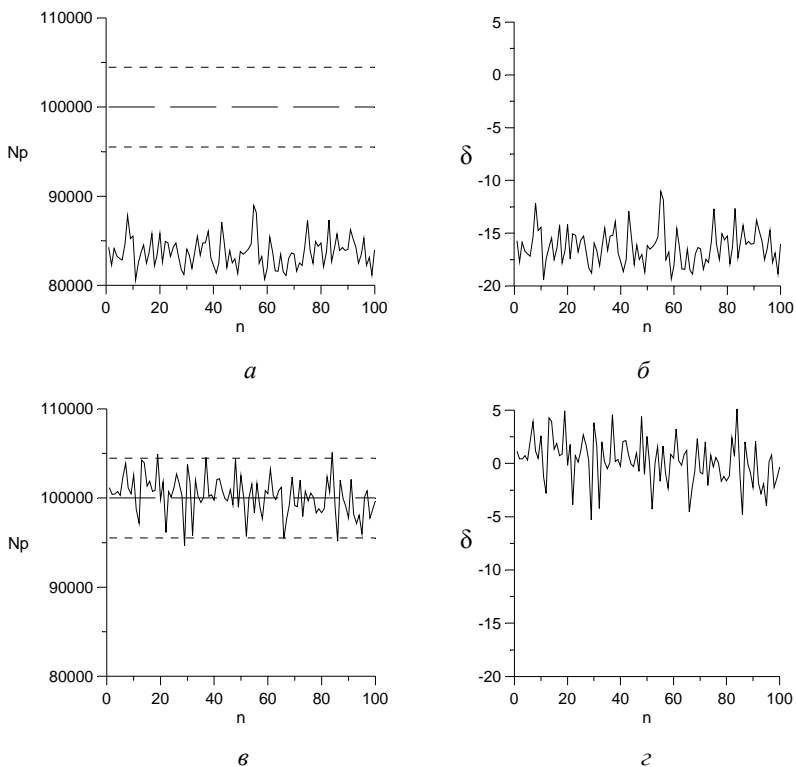


Рис. 3.3. Статистичні розподіли значень  $N_p$  і  $\delta$ , якщо  $\lambda = 100000 \frac{\text{мкР}}{\text{год}}$

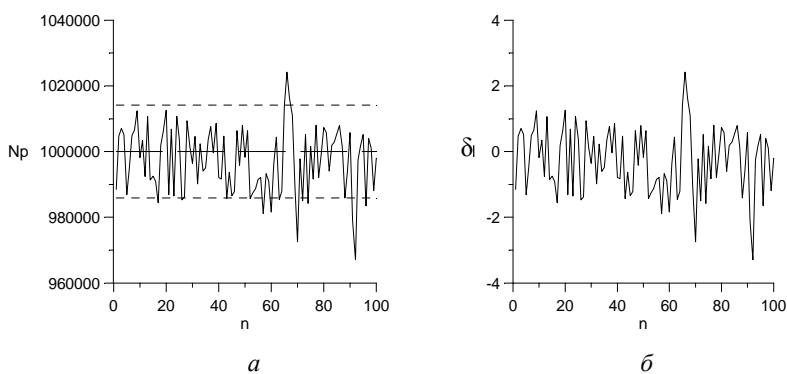


Рис. 3.4. Статистичні розподіли значень  $N_p$  і  $\delta$ , якщо  $\lambda = 1000000 \frac{\text{мкР}}{\text{год}}$

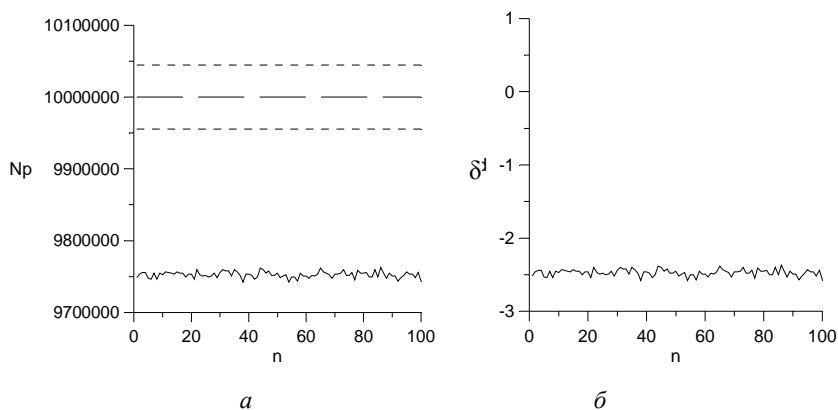


Рис. 3.5. Статистичні розподіли значень  $N_p$  і  $\delta$ ,

$$\text{якщо } \lambda = 10000000 \frac{\text{мкР}}{\text{год}}$$

На рис. 3.3–3.5 широкими пунктирними лініями показано середні (номінальні) значення  $\lambda - \lambda_{\text{сер}}$ , а вузькими пунктирними лініями значення  $\lambda_{\text{max}}$  і  $\lambda_{\text{min}}$ , що відповідають межах, в яких з надійною імовірністю  $P_{\text{ні}} = 0,95$  повинні міститися результати вимірювання. Значення  $\lambda_{\text{max}}$  і  $\lambda_{\text{min}}$  знайдено згідно з рівняннями [1]:

$$\lambda_{\text{min}} = \lambda_{\text{сер}} - 2 \sqrt{\frac{\lambda_{\text{сер}}}{\gamma T_B}}; \quad (3.38)$$

$$\lambda_{\text{max}} = \lambda_{\text{сер}} + 2 \sqrt{\frac{\lambda_{\text{сер}}}{\gamma T_B}}. \quad (3.39)$$

Отримані результати доводять ефективність використання ЧФП для компенсації мертвого часу дозиметричних детекторів. Зокрема, про це свідчить той факт, що в широкому діапазоні значень ПЕД (від фонових значень до  $\lambda = 1000000 \frac{\text{мкР}}{\text{год}}$ ) результати вимірювання лежать у межах, що визначаються статистичним розподілом іонізуючого випромінювання. Пристрій функціонує також за більших значень ПЕД, забезпечуючи задовільну точність.

Так, наприклад, при  $\lambda = 10000000 \frac{\text{мкР}}{\text{год}}$  забезпечується відносна похибка перетворення, що не перевищує 3 %.

### 3.2. Використання двоканального способу вимірювання потужності експозиційної дози (ПЕД)

Один із традиційних способів розширення діапазону вимірюваних ПЕД полягає у використанні додаткових ДД (як правило, одного) з низькою чутливістю. Однак виникає завдання вибору параметрів ДД і засобів опрацювання їхніх вихідних сигналів для коректної “зшивки” піддіапазонів.

Якщо задані параметри каналу з високочутливим ДД (ВЧДД), параметри каналу з низькочутливим ДД (НЧДД) і точність вимірювання ПЕД, тоді постає завдання знаходження значення ПЕД, що відповідає спільній межі піддіапазонів, і визначення загального для обох каналів діапазону вимірювання ПЕД. Для вирішення цих завдань нами запропонована методика, що ґрунтується на окремому визначенні двох складових загальної похибки (для обох каналів): систематичної похибки від наявності мертвого часу ДД і випадкової похибки, зумовленої імовірнісним характером пуассонівського імпульсного потоку.

Перша складова похибки визначається аналітично на підставі рівнянь (3.31) і (3.37), без урахування статистичного розкиду, так:

$$\delta_{\text{мч}} = \left| \frac{N_{\text{р}} - \lambda}{\lambda} \right| 100 \% , \quad (3.40)$$

де

$$N_{\text{р}} = k_{\text{м}} \frac{\lambda \gamma}{1 + \lambda \gamma \tau_{\text{м}}} T_{\text{в}} , \quad (3.41)$$

де  $k_{\text{м}}$  – масштабувальний коефіцієнт.

Друга складова, як впливає із (1.5), за надійної імовірності  $p = 0,95$  може бути визначена так:

$$\delta_{\text{ст}} = \frac{k_{\text{max}} - k_{\text{сер}}}{k_{\text{сер}}} 100 \% = \frac{2}{\sqrt{k_{\text{сер}}}} 100 \% = \frac{2}{\sqrt{\lambda \gamma T_{\text{в}}}} 100 \% . \quad (3.42)$$

Проілюструємо запропонований підхід на прикладі. Нехай для високочутливого каналу вибраний ДД, що має чутливість

$\gamma_1 = 0,02 \frac{\Gamma\psi}{\text{мкР}/\text{год}}$  і мертвий час  $\tau_{m1} = 100 \text{ мкс}$ , а для низькочутли-

вого – ДД з параметрами  $\gamma_2 = 2 \frac{\Gamma\psi}{\text{мР}/\text{год}}$  і  $\tau_{m2} = 100 \text{ мкс}$ . Час вимі-

рювання ПЕД для обох каналів, з ВЧДД і з НЧДД, приймемо однако-  
вим –  $T_B = 1 \text{ с}$ . Цей вибір пояснюється такими причинами. По-перше,  
більші значення часу вимірювання використовуються, як правило,  
тільки в каналі з ВЧДД для збільшення точності вимірювання за малих  
значень інтенсивності дози, за яких про перехід на роботу каналу з  
НЧДД не йдеться. По-друге, значення  $T_B < 1 \text{ с}$  використовуються  
рідко, оскільки це може спричинити зменшення ефективності роботи  
ДП за короткотривалих змін ПЕД. Зрештою, прийняте у цьому  
прикладі значення  $T_B$  не зменшує загальності розробленої методики.

Якщо  $\tau_m = 0$ , тоді з (3.41) впливає  $N_p = k_m \lambda \gamma T_B$ . Стосовно  
умови роботи ідеального ДП необхідно, щоб виконувалась умова  
 $N_p = \lambda$ . Отже, значення коефіцієнта  $k_m$  може бути визначене з  
рівняння:

$$k_m = \frac{1}{\gamma T_B}. \quad (3.43)$$

При цьому необхідно дотримуватись розмірностей величин, що  
використовуються в рівняннях (3.41) і (3.43), і одиниць вимірювання  
ПЕД, в яких фіксується результат  $N_p$ . Якщо, для каналу з ВЧДД  $N_p$  і  
 $\lambda$  визначається в  $[\text{мкР}/\text{год}]$ ,  $\gamma$  – в  $[\Gamma\psi/(\text{мкР}/\text{год})]$ ,  $T_B$  і  $\tau_m$  – в  
 $[\text{с}]$ , тоді для прикладу, що розглядається,  $k_{m1} = 1/(0,02 \cdot 1) = 50$ . Для  
каналу з НЧДД, за умови, що  $N_p$  і  $\lambda$  визначається в  $[\text{мР}/\text{год}]$ ,  $\gamma$  – в  
 $[\Gamma\psi/(\text{мР}/\text{год})]$ ,  $T_B$  і  $\tau_m$  – в  $[\text{с}]$  –  $k_{m2} = 1/(2 \cdot 1) = 0,5$ .

Для обох каналів повинні бути задані межі похибок, що  
визначаються виразами (3.40) і (3.42). Нехай для каналів з ВЧДД і  
НЧДД відповідно задано:  $\delta_{mч1} \leq 20\%$ ,  $\delta_{ст1} \leq 20\%$  і  $\delta_{mч2} \leq 20\%$ ,  
 $\delta_{ст2} \leq 20\%$ . З метою забезпечення надійного перекриття діапазонів  
доцільно ввести додаткові вимоги:  $\delta_{mч1} < \delta_{mч2}$ ,  $\delta_{ст1} < \delta_{ст2}$ . Прий-  
memo для визначеності:  $\delta_{mч1} \leq 10\%$ ,  $\delta_{ст1} \leq 10\%$ .

Суть методики полягає в тому, що за допомогою порівняння значень  $\delta_{мч1}$  і  $\delta_{ст2}$  знаходять значення ПЕД, що відповідає межі піддіапазонів. Це значення фіксується при певному співвідношенні значень  $\delta_{мч1}$  і  $\delta_{ст2}$ , наприклад, за умов, що  $\delta_{мч1} \approx 0,5 \cdot \delta_{ст2}$  і  $\delta_{ст2} \leq 20\%$ . Використовується той факт, що за однакових значень мертвого часу ДД і часів вимірювання в обох каналах ( $\tau_{м1} = \tau_{м2}$ ,  $T_{В1} = T_{В2}$ ) для будь-яких значень ПЕД виконуються умови:  $\delta_{мч1} > \delta_{мч2}$  і  $\delta_{ст2} > \delta_{ст1}$ . Якщо наведене співвідношення між значеннями  $\delta_{мч1}$  і  $\delta_{ст2}$  у ході моделювання не фіксується, це є свідченням того, що параметри каналів з ВЧДД і НЧДД вибрані невдало і потрібно їх (хоча б в одному з каналів) змінити.

На рис. 3.6 для прийнятих параметрів каналів наведено графіки залежностей  $\delta_{мч1}$ ,  $\delta_{мч2}$ ,  $\delta_{ст1}$  і  $\delta_{ст2}$  від вимірюваної величини – ПЕД. Установлено, що спільна межа піддіапазонів відповідає значенню  $\lambda = 56 \text{ мР/год}$ . Якщо  $\lambda \leq 56 \text{ мР/год}$ , робота ДП повинна відбуватись по каналу з ВЧДД, а якщо  $\lambda > 56 \text{ мР/год}$  – по каналу з НЧДД. Значення  $\delta_{мч2} \leq 20\%$  і  $\delta_{ст2} \leq 20\%$  забезпечуються у діапазоні  $56 \text{ мР/год} < \lambda \leq 1250 \text{ мР/год}$ .

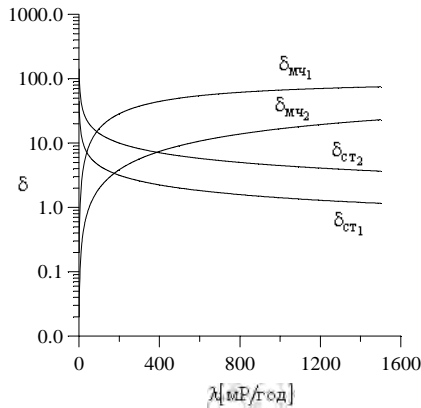


Рис. 3.6. Графіки залежностей  $\delta_{мч1}$ ,  $\delta_{мч2}$ ,  $\delta_{ст1}$  і  $\delta_{ст2}$ , якщо

$$\gamma_1 = 0.02 \frac{\Gamma_{ц}}{\text{мР/год}}, \quad \gamma_2 = 2 \frac{\Gamma_{ц}}{\text{мР/год}}, \quad \tau_{м1} = \tau_{м2} = 100 \text{ мкс}, \quad T_{В1} = T_{В2} = 1 \text{ с}$$

На рис. 3.7 наведено результати аналогічного аналізу за інших значень чутливостей ДД в обох каналах.

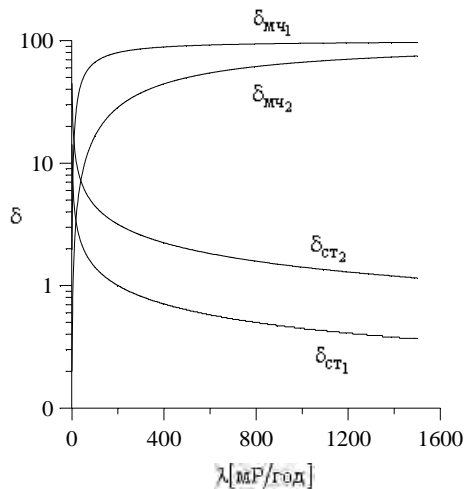


Рис. 3.7. Графіки залежностей  $\delta_{мч1}$ ,  $\delta_{мч2}$ ,  $\delta_{ст1}$  і  $\delta_{ст2}$ . Якщо

$$\gamma_1 = 0.2 \frac{\Gamma\psi}{\text{мР}/\text{год}}, \quad \gamma_2 = 20 \frac{\Gamma\psi}{\text{мР}/\text{год}}, \quad \tau_{м1} = \tau_{м2} = 100 \text{ мкс}, \quad T_{В1} = T_{В2} = 1 \text{ с}$$

Межа піддіапазонів зафіксована на рівні  $\lambda = 6 \text{ мР}/\text{год}$ , а значення  $\delta_{мч2} \leq 20\%$  і  $\delta_{ст2} \leq 20\%$  забезпечуються в діапазоні  $6 \text{ мР}/\text{год} < \lambda \leq 125 \text{ мР}/\text{год}$ .

Наведена методика може бути також використана для вирішення проблеми “зшивки” піддіапазонів, якщо в одному чи в обох каналах використано засоби розширення діапазонів вимірювання інтенсивності дози, незалежно від способу, на якому вони ґрунтуються.

### 3.3. Розширення динамічного діапазону ДП відновленням вихідного імпульсного потоку ДД

В умовах невизначеної динаміки зміни інтенсивності дози  $\rho(t)$  корекція результатів вимірювання (спотворених наявністю мертвого часу ДД) за живим часом, згідно з (1.1), (3.31), не є універсальним рішенням – це лише часткове рішення для стаціонарних

процесів [19]. Загальне вирішення завдання корекції можливе тільки за умови урахування функції  $\rho(t)$  вимірюваного процесу. В принципі можна виходити з апріорного знання  $\rho(t)$  із розробленням часткового математичного розв'язання для кожного випадку. Але далеко не завжди функція  $\rho(t)$  може бути відома, а у тих випадках, коли відома, завжди є підстави сумніватись, наскільки точно функція реального процесу відповідає очікуваній. Окрім того, потрібно точно знати, на якому часовому інтервалі функції інтенсивності відбуваються зміни. До того ж коригувальні математичні співвідношення повинні бути адаптовані до типу і величини мертвого часу конкретного ДД. Отже, корекція за апріорною функцією  $\rho(t)$  є доволі громіздкою, а часто просто неможливою (за довільною зміною інтенсивності).

Отже, можна зробити висновок, що загальне вирішення проблеми є можливим тільки методом корекції, який дає змогу безпосередньо у ході вимірювання відтворювати динаміку процесу і, відповідно до поточного значення  $\rho(t)$ , компенсувати втрати від мертвого часу ДД. Різні варіанти такого методу і відповідні дослідження наведено в роботах [3, 13, 14, 16, 23, 26, 52–55], а також в роботах [18–20], виконаних за участю одного з авторів цієї монографії.

Принцип роботи схеми відновлення імпульсного потоку (СВІП) проілюстровано часовими діаграмами на рис. 3.8.

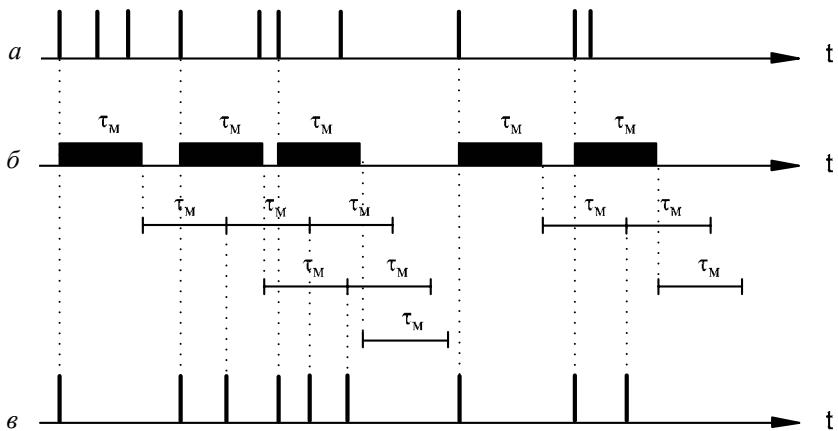


Рис. 3.8. Принцип роботи СВІП



Спосіб відновлення імпульсного потоку [14] полягає в тому, що після кожного вихідного імпульсу детектора (рис. 3.8, а) формуються інтервали мертвого часу тривалістю  $\tau_m$  (рис. 3.8, б), після закінчення яких створюються цикли компенсуючих інтервалів, так само тривалістю  $\tau_m$ . За умови, що моменти закінчення компенсуючих часових інтервалів збігаються в часі з інтервалами мертвого часу (рис. 3.8, б), формуються компенсуючі імпульси. Цикл компенсуючих часових інтервалів закінчується, якщо не відбулось чергового збігу їхнього закінчення з інтервалом мертвого часу. Компенсуючі імпульси додаються до послідовності вихідних імпульсів детектора (рис. 3.8, в).

Для дослідження характеристик блока детектування, складовою частиною якого є СВІП, яка працює на основі вищенаведеного методу, була створена імітаційна модель (рис. 3.9). До її складу входять: модель генератора пуассонівської імпульсної послідовності – ГППІ, модель детектора з мертвим часом непродовжуючого типу – ДД і модель СВІП.

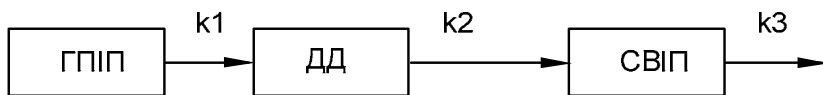


Рис. 3.9. Структура імітаційної моделі дослідження СВІП

Середня кількість імпульсів на виході ГППІ за час  $T_B$  дорівнює:

$$k_{1\text{сеп}} = T_B \cdot Z, \quad (3.44)$$

де  $Z = \lambda \cdot \gamma$  – середня частота повторення вихідних імпульсів ГППІ.

Середня частота імпульсів  $F$  на виході детектора ДД визначається рівнянням (3.31). Відповідно середня кількість імпульсів на виході ДД за час  $T_B$  дорівнює:

$$k_{2\text{сеп}} = T_B \cdot F. \quad (3.45)$$

Дослідження СВІП велись за допомогою імітаційної моделі відтворення вихідного сигналу ДД з мертвим часом непродовжучого типу (рис. 2.19).

У роботі [42] показано, що кількості імпульсів  $k_1$  і  $k_2$ , що зафіксовані за час  $T_B$  на виходах ГПП і ДД, з надійною імовірністю 0,95 лежать в межах:

$$k_{1\text{сер}} - 2\sqrt{k_{1\text{сер}}} < k_1 < k_{1\text{сер}} + 2\sqrt{k_{1\text{сер}}} , \quad (3.46)$$

$$k_{2\text{сер}} - 2k_M\sqrt{k_{2\text{сер}}} < k_2 < k_{2\text{сер}} + 2k_M\sqrt{k_{2\text{сер}}} , \quad (3.47)$$

де  $k_{1\text{сер}}$  визначається рівнянням (3.44),  $k_{2\text{сер}}$  – рівнянням (3.45), а  $k_M$  – рівнянням

$$k_M = \frac{1}{1 + \lambda\gamma\tau_M} . \quad (3.48)$$

Максимальна кількість компенсуючих інтервалів (рис. 3.8) в циклі –  $k_{\text{max}}$  є обмеженою, що пояснюється скінченною кількістю структурних елементів у відомих схемотехнічних рішеннях СВІП [13, 14]. Розроблена імітаційна модель дала змогу дослідити статистичні характеристики СВІП і блока дозиметричного детектора загалом з урахуванням цієї обставини [56].

На рис. 3.10 подано результати дослідження, якщо  $\lambda = 10^6 \text{ мкР/год}$ ,  $\gamma = 0,02 \frac{\text{Гц}}{\text{мкР/год}}$ ,  $\tau_M = 100 \text{ мкс}$ ,  $T_B = 1 \text{ с}$ ,  $k_{\text{max}} = 3$ . На рис. 3.10, *a* наведено значення кількості вихідних імпульсів генератора ГПП  $k_1$  для  $n$  тестів; на рис. 3.10, *б* – значення кількості вихідних імпульсів детектора ДД  $k_2$ ; на рис. 3.10, *в* – значення кількості вихідних імпульсів схеми СВІП  $k_3$ . На рис. 3.10, *a, в* пунктирними лініями позначено середнє значення і межі згідно з виразами (3.44) і (3.46), а на рис. 3.10, *б* – відповідно до виразів (3.45) і (3.46).

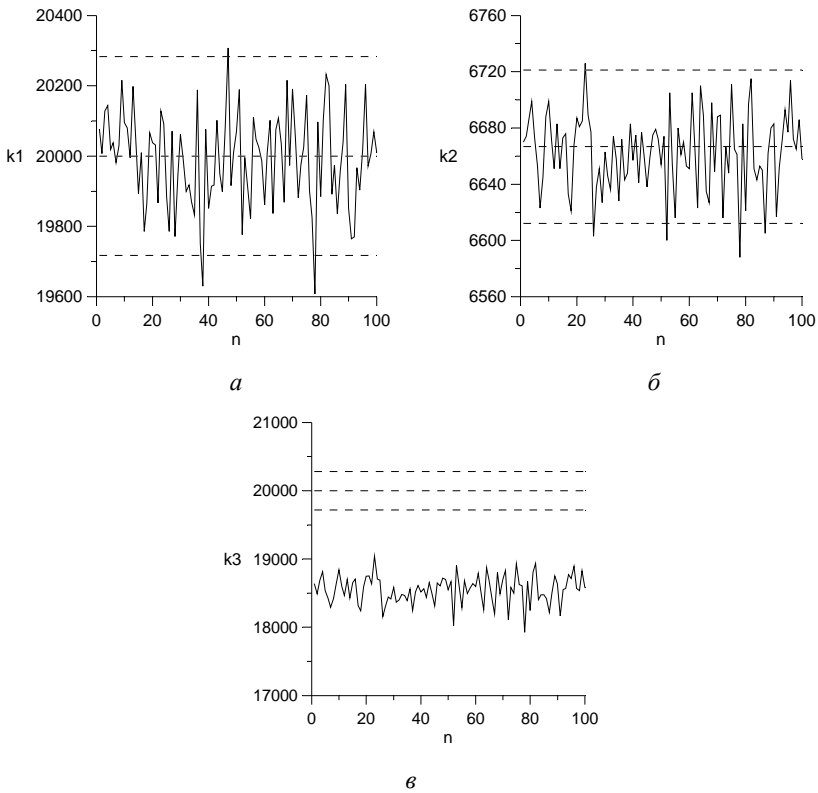


Рис. 3.10. Статистичні характеристики дозиметричного блока, якщо  $\lambda = 10^6$  мкР/год,  $\gamma = 0,02 \frac{\text{Гц}}{\text{мкР/год}}$ ,  $\tau_m = 100$  мкс,  $T_B = 1$  с,  $k_{\max} = 3$

З наведених діаграм видно, що у такому разі, якщо  $k_{\max} = 3$ , не відбувається повної компенсації вихідних імпульсів детектора.

На рис. 3.11 наведено результати дослідження для тих самих параметрів випромінювання і детектора, але при  $k_{\max} = 7$ , а на рис. 3.12 – при  $k_{\max} = 10$ . Доцільно зазначити, що вже при  $k_{\max} = 7$  спостерігається достатня компенсація, про що свідчить розкид значень  $k_3$  навколо його бажаного середнього значення (чи середнього значення  $k_1$ , що те саме). Однак розкид значень  $k_3$  є дещо більшим, ніж розкид значень  $k_1$ . Це збільшення призводить до утворення додаткової складової похибки перетворення.

На рис. 3.13 і 3.14 наведено статистичні характеристики дозиметричного блока, якщо  $\lambda = 5 \cdot 10^6$  мкР/год,  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\text{ц}}{\text{мкР/год}}$ ,  $\tau_m = 100$  мкс і  $T_B = 1$  с. На рис. 3.13 для  $k_{\max} = 10$ , а на рис. 3.14 для  $k_{\max} = 15$ .

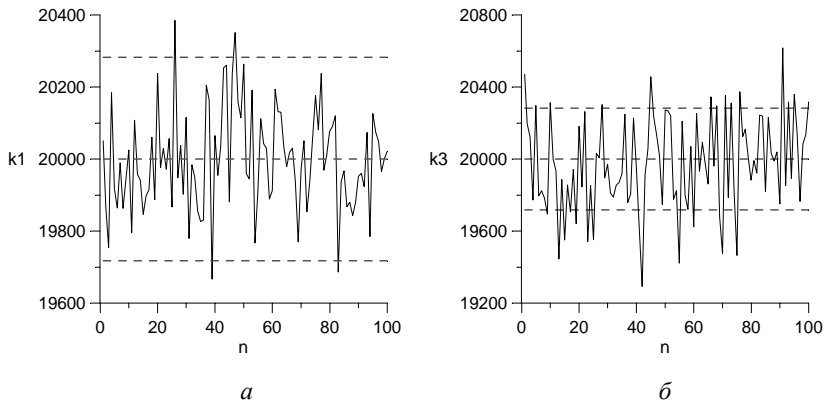


Рис. 3.11. Статистичні характеристики дозиметричного блока, якщо  $\lambda = 10^6$  мкР/год,  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\text{ц}}{\text{мкР/год}}$ ,  $\tau_m = 100$  мкс,  $T_B = 1$  с,  $k_{\max} = 7$

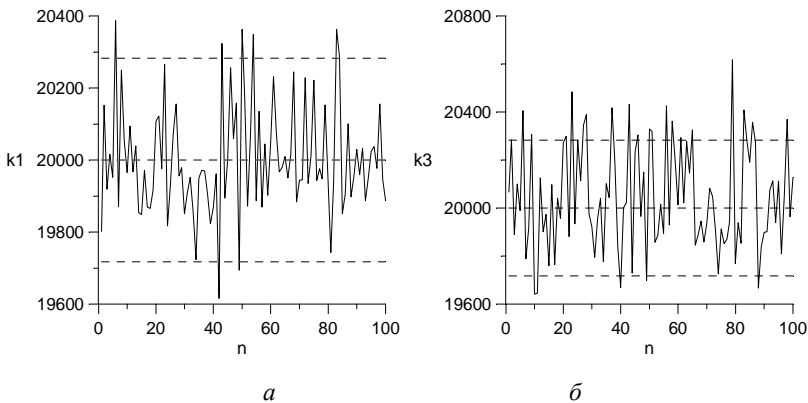


Рис. 3.12. Статистичні характеристики дозиметричного блока, якщо  $\lambda = 10^6$  мкР/год,  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\text{ц}}{\text{мкР/год}}$ ,  $\tau_m = 100$  мкс,  $T_B = 1$  с,  $k_{\max} = 10$

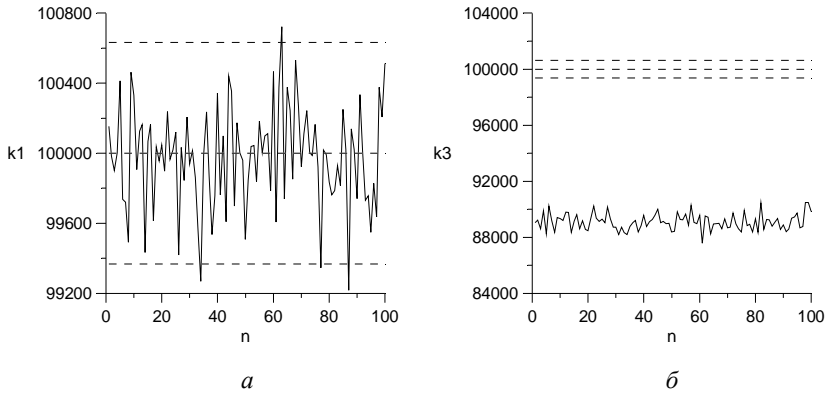


Рис. 3.13. Статистичні характеристики дозиметричного блока, якщо

$$\lambda = 5 \cdot 10^6 \text{ мкР/год}, \gamma = 0,02 \frac{\text{Гц}}{\text{мкР/год}}, \tau_m = 100 \text{ мкс}, T_B = 1 \text{ с}, k_{\max} = 10$$

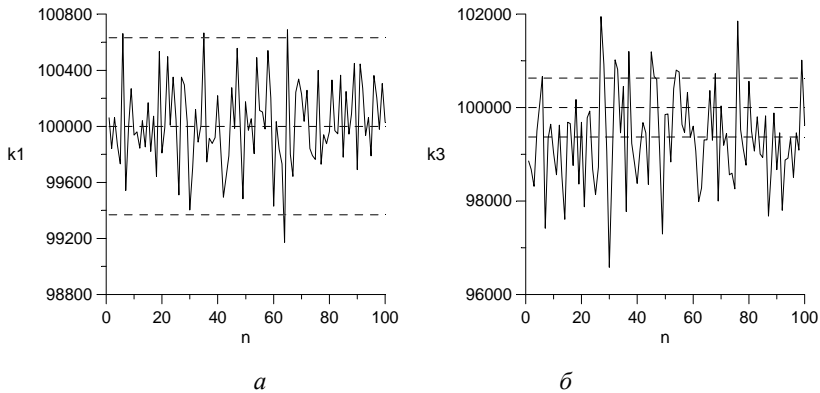


Рис. 3.14. Статистичні характеристики дозиметричного блока, якщо

$$\lambda = 5 \cdot 10^6 \text{ мкР/год}, \gamma = 0,02 \frac{\text{Гц}}{\text{мкР/год}}, \tau_m = 100 \text{ мкс}, T_B = 1 \text{ с}, k_{\max} = 15$$

Виконані дослідження дають змогу зробити висновок, що розроблена імітаційна модель є ефективним засобом визначення статистичних характеристик ДД із СВІП. За її допомогою можуть бути відтворені розподіли значень кількості вихідних імпульсів блока детектування за час вимірювання для різних значень інтенсивності дози і різних параметрів СВІП. Встановлено, що із збіль-

шенням максимальної кількості компенсуючих інтервалів в циклі ефективність відновлення покращується, однак водночас виникає додаткова складова похибки перетворення.

Розглянутий спосіб відновлення вихідного імпульсного потоку ДД є достатньо універсальним. Найбільшою ефективність його використання порівняно з відомими способами є під час його застосування для вимірювання інтенсивності дози в умовах її нестаціонарності, що було доведено в роботах [18, 19].

### **3.4. Нормування мертвого часу ДД**

У разі тривіальної побудови блока детектування, коли детектувальний елемент постійно під'єднано до джерела живлення (некерване живлення), а виходом детектора є просто один з полюсів детектувального елемента, з якого знімається імпульс струму чи напруги, інтервал мертвого часу не є сталою величиною. На відміну від ідеалізованого зображення (рис. 3.8) послідовності імпульсів, що мають чіткі початок і кінець (інтервал мертвого часу чітко визначений), насправді інтервал мертвого часу за стандартного під'єднання детектувального елемента, через вплив певних зовнішніх чинників, має дуже нестабільне значення. Серед детекторів іонізуючого випромінювання найпоширенішими є лічильники Гейгера–Мюллера і саме вони мають найбільший мертвий час і величину його нестабільності. Тому корекція результатів вимірювання з урахуванням мертвого часу лічильників Гейгера–Мюллера має дуже обмежену ефективність, а інколи спостерігається повна невизначеність.

Цей недолік є давно відомим, і для підвищення ефективності вищезгаданого типу корекції застосовують стабілізацію мертвого часу. Для цього є доволі багато підходів і схемних рішень, але їхній загальний принцип зводиться до того, що після спрацювання (початку акта реєстрації) з лічильника знімається (або понижується) живлення на проміжок часу, протягом якого в лічильнику гарантовано закінчаються електричні процеси, ініційовані іонізуючою частинкою, а потім швидко відновлюється робоче живлення.

У зв'язку з вищесказаним, зокрема, існує необхідність у поєднанні способу відновлення імпульсного потоку, описаного у попередньому параграфі, зі схемотехнічними рішеннями для стабі-

лізації мертвого часу ДД. Вирішення цього завдання полягає у поєднанні реального детектора та пристрою, що виконує функцію відновлення імпульсного потоку, так, щоб отримати детектор як сукупний пристрій, у якого вихідний потік імпульсів еквівалентний потоку імпульсів від ідеального детектора. Для того, щоб перетворення інформації відбувалось відповідно до вищевикладеного принципу, необхідно взаємно узгодити роботу детектувального елемента і схеми відновлення, тобто, по-перше, привести до однієї і тієї самої величини мертвий час реєстрації та елементарний часовий інтервал схеми відновлення, по-друге, забезпечити синхронізацію роботи детектувального елемента і схеми відновлення.

Щоб умова узгодженої взаємодії чітко й однозначно виконувалась, блок детектування як реєструюча система складається (рис. 3.15) з детектувального елемента ДЕ, яким, наприклад, може бути лічильник Гейгера–Мюллера, схеми керування електричним живленням СКЕЖ і схеми відновлення імпульсного потоку СВІП. СКЕЖ під'єднує ДЕ до електричного живлення так, щоб можна було за керуючим сигналом вмикати або вимикати реєстрацію іонізуючого випромінювання. Вихід ДЕ з'єднаний з входом “старт” мертвого часу схеми комутації і з входом СВІП, вихід якої є виходом блока детектування загалом. Схема СВІП має спеціальний вихід керуючого сигналу “старт” живого часу, який з'єднаний з відповідним входом СКЕЖ.

Сигнал, що формується внаслідок взаємодії з іонізуючою частинкою на виході ДЕ, надходить на вхід СВІП, ініціюючи функцію відновлення (реконструкції) імпульсного потоку. Одночасно цей самий сигнал надходить на вхід СКЕЖ (сигнал “старт” мертвого часу), викликаючи відімкнення або пониження електричної напруги на ДЕ так, що детектувальний елемент перестає реагувати на іонізуюче випромінювання. У момент, що відповідає закінченню мертвого часу, на схему СКЕЖ подається сигнал зі схеми СВІП (сигнал “старт” живого часу), після чого швидко відновлюється робочий потенціал на ДЕ і уможливується реєстрація наступної іонізуючої частинки, що попаде в чуливий об'єм. Отже, в блоці детектування відбувається взаємоузгоджена робота чітко відповідно до принципу відновлення імпульсного потоку (викладеного в п. 3.3 цієї роботи), в результаті чого функція відгуку цього детектора на потік іонізуючих частинок близька до функції ідеального детектора (детектора без мертвого часу).

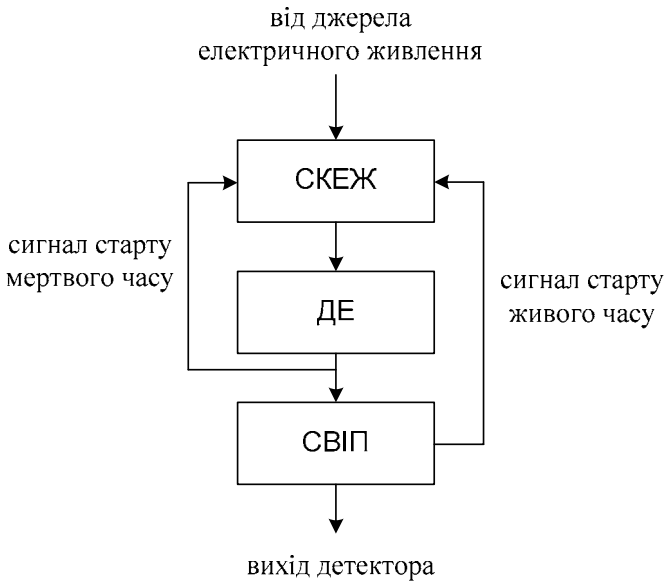


Рис. 3.15. Структурна схема блока детектування

За цією концепцією побудовано різні варіанти детекторів, в яких як детектувальний елемент використовуються різні типи лічильників Гейгера–Мюллера [20, 57]. Ці детектори здатні досягати вихідної інтенсивності імпульсів до  $10^6$  *імн/с* (за мертвого часу близько 100 *мкс*). Ті самі лічильники Гейгера–Мюллера, при загальноприйнятому схемному використанні, здатні досягти лише значення  $10^3$  *імн/с* тієї самої величини. Порівняння робиться при однаковому відхиленні (10 %) від лінійності передавальної характеристики у верхній точці діапазону. Спеціальними метрологічними експериментами [20, 57] підтверджено можливість реєструвати таким блоком детектування довільне нестационарне випромінювання без істотних похибок, і водночас показано, що ті самі лічильники Гейгера–Мюллера, задіяні за традиційною концепцією, у тих самих ситуаціях (з довільною динамікою випромінювання) дають заниження від десятків до сотень відсотків щодо істинного значення дозиметричних параметрів випромінювання.



### 3.5. Корекція енергетичної характеристики ДД

У дозиметрії  $\gamma$ -випромінювання широко використовуються напівпровідникові детектори, зокрема детектори на основі телуриду кадмію. Обов'язковою умовою їхнього використання під час вимірювання ПЕД є корекція енергетичної характеристики. Це пояснюється зміною чутливості напівпровідникових детекторів у діапазоні 40–1500  $keV$  у десятки разів. Ця зміна може бути зменшена використанням складних фізичних фільтрів. Однак корекція енергетичної характеристики фізичними фільтрами не дає змоги досягти необхідної точності [43]. Крім того, фізичні фільтри повинні розроблятися індивідуально для кожного нового детектора, а це, зрозуміло, створює певні незручності.

У роботі розглянуто можливість апаратної корекції енергетичної характеристики напівпровідникових детекторів. Запропонований дозиметричний пристрій [44] складається з вхідної і вимірювальної частин, структурні схеми яких наведено на рис. 3.16 і рис. 3.17 відповідно.

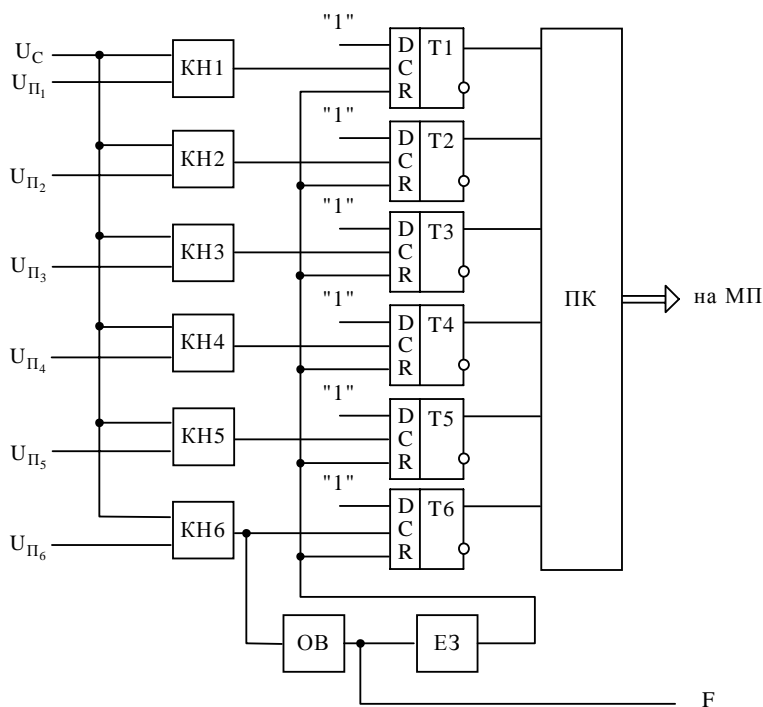


Рис. 3.16. Вхідна частина дозиметричного пристрою

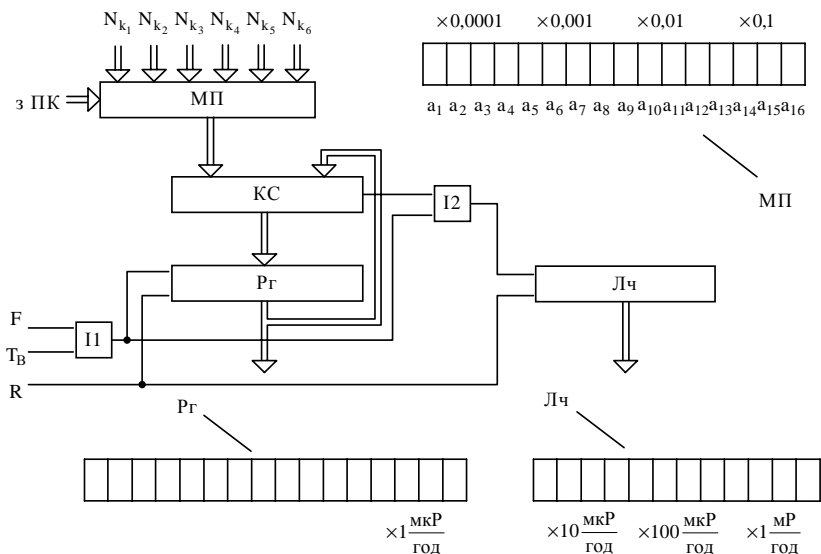
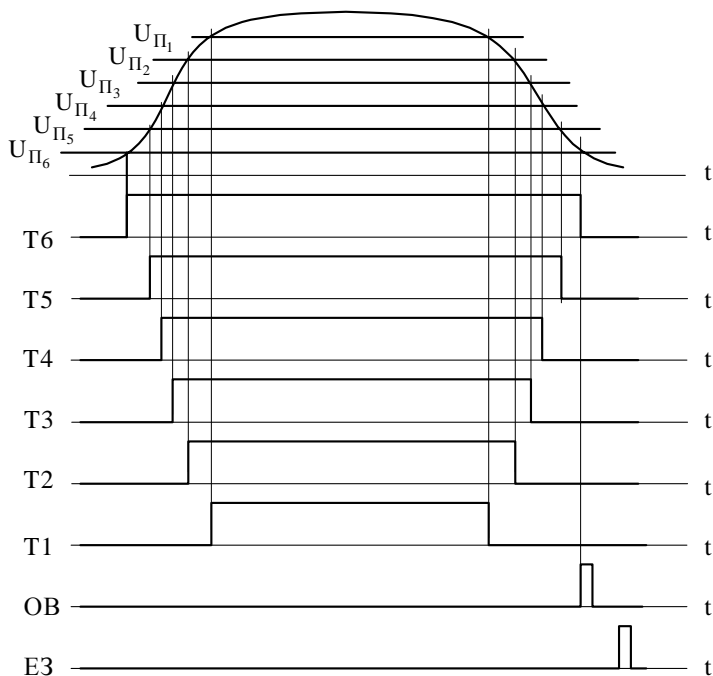


Рис. 3.17. Вимірювальна частина дозиметричного пристрою

До складу пристрою входять компаратори напруги КН1 – КН6, D-тригери Т1 – Т6, перетворювач кодів ПК, одновібратор ОВ, елемент затримки ЕЗ, мультиплексор МП, комбінаційний суматор КС, регістр Рг, лічильник Лч і логічні елементи І1 і І2.

Робота вхідної частини пояснюється часовими діаграмами, наведеними на рис. 3.18. Вхідний імпульсний сигнал  $U_C$  надходить одночасно на перші входи компараторів КН1 – КН6, на других входах яких установлюються порогові рівні напруги  $U_{П1}$ ,  $U_{П2}$ ,  $U_{П3}$ ,  $U_{П4}$ ,  $U_{П5}$ ,  $U_{П6}$ . Кількість компараторів і значення порогових рівнів повинні вибиратись відповідно до енергетичної характеристики детектора і заданої точності вимірювання потужності експозиційної дози. Тригери Т1 - Т6 спрацьовують у разі перевищення вхідним сигналом відповідного порогового рівня. Перетворювач ПК формує на своєму виході код, значення якого визначається кількістю тригерів, що спрацювали. Отже, вихідний код ПК визначається амплітудою вхідного імпульсу, а точніше, тим, в якому піддіапазоні значень відносно порогів  $U_{П1}$ ,  $U_{П2}$ ,  $U_{П3}$ ,  $U_{П4}$ ,  $U_{П5}$  і  $U_{П6}$  лежить ця амплітуда. Вихідні імпульси F вхідної частини пристрою фор-

муються одновібратором ОВ. Імпульси з виходу елемента затримки ЕЗ скидають тригери Т1 – Т6 в початковий стан, що готує схему до надходження чергового входного імпульсу.



*Рис. 3. 18. Часові діаграми роботи входної частини дозиметричного пристрою*

Імпульси F надходять на один з входів логічного елемента П1 (рис.3.17), на другий вхід якого потрапляє прямокутний імпульс, тривалість якого  $T_B$  визначає час вимірювання. Комбінаційний суматор КС і регістр Рг становлять нагромаджувальний суматор. До вмісту останнього, з кожним вихідним імпульсом елемента П1, додається значення одного з кодів  $N_{k_1}, N_{k_2}, N_{k_3}, N_{k_4}, N_{k_5}$  чи  $N_{k_6}$ , залежно від значення вихідного коду ПК. Комутація цих кодів реалізується за допомогою мультиплектора МП. У разі переповнення нагромаджувального суматора на виході логічного елемента П2 формуються імпульси, які підраховує лічильник Лч. З метою подальшої індикації результатів вимірювання лічильник Лч і нагро-

маджувальний суматор працюють в двійково-десятковому коді. Молодший десятковий розряд результату вимірювання ПЕД фіксується в Rg, а старші десяткові розряди – в Lч.

Для вибраного детектора значення кодів  $N_{k_1}$ ,  $N_{k_2}$ ,  $N_{k_3}$ ,  $N_{k_4}$ ,  $N_{k_5}$ ,  $N_{k_6}$  розраховують або визначають експериментально. У пристрої, що розглядається, передбачена можливість оперативної зміни значень цих кодів у межах, необхідних для корекції енергетичних характеристик детекторів на основі телуриду кадмію. У табл. 3.2 наведено приклад вибору номінальних значень  $N_{k_1}$ ,  $N_{k_2}$ ,  $N_{k_3}$ ,  $N_{k_4}$ ,  $N_{k_5}$ ,  $N_{k_6}$  і меж їхньої зміни для енергетичної характеристики детектора, дослідженої в роботі [43].

Таблиця 3.2

### Номінальні значення

$N_{k_1}$ ,  $N_{k_2}$ ,  $N_{k_3}$ ,  $N_{k_4}$ ,  $N_{k_5}$ ,  $N_{k_6}$  і діапазони їхньої зміни

|                        | $N_{k_6}$      | $N_{k_5}$      | $N_{k_4}$         | $N_{k_3}$         | $N_{k_2}$         | $N_{k_1}$            |
|------------------------|----------------|----------------|-------------------|-------------------|-------------------|----------------------|
| $\Delta E, \text{keV}$ | 40÷80          | 80÷170         | 170÷350           | 350÷450           | 450÷1100          | 1100÷1500            |
| $K(I)$                 | 0,015625       | 0,039          | 0,625             | 3,875             | 4,5               | 22                   |
| $N_{k_{\text{іном}}}$  | 0,0007102      | 0,001772       | 0,02840           | 0,1761            | 0,2045            | 1                    |
| $\Delta N_{k_i}$       | 0,0001÷0,0039  | 0,0002÷0,0078  | 0,002÷0,078       | 0,01÷0,39         | 0,01÷0,39         | 0,04÷0,98            |
| Задіяні розряди МП     | $a_1 \div a_6$ | $a_2 \div a_7$ | $a_6 \div a_{11}$ | $a_9 \div a_{14}$ | $a_9 \div a_{14}$ | $a_{11} \div a_{16}$ |

У табл. 3.2 використано такі позначення:  $\Delta E$  – енергетичний діапазон, у межах якого установлюється значення  $N_{k_i}$  ( $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6$ );  $K(I)$  – коефіцієнти корекції згідно з даними, наведеними в [43];  $N_{k_{\text{іном}}}$  – номінальні значення  $N_{k_i}$ ;  $\Delta N_{k_i}$  – діапазони зміни  $N_{k_i}$ . В останньому рядку таблиці наведено розряди двійково-десяткових кодів  $N_{k_i}$  (рис. 3.17), які необхідно змінювати для забезпечення можливості зміни цих кодів у діапазоні  $\Delta N_{k_i}$ . Значення  $N_{k_{\text{іном}}}$  отримано із значень  $K(I)$  діленням останніх на фіксоване число (у цьому випадку 22), з таким розрахунком, щоб номінальне значення  $N_{k_i}$  дорівнювало 1. Діапазони  $\Delta N_{k_i}$  вибирались з таких умов: по-

перше, вони повинні перекривати діапазон можливих непередбачуваних змін енергетичної характеристики конкретного блока детектування і, по-друге, забезпечувати необхідну точність корекції. Остання вимога досягається мінімальним кроком зміни  $N_{k_i}$ , який дорівнює нижній межі діапазонів  $\Delta N_{k_i}$ , наведених у табл. 3.2.

Коефіцієнти  $K(I)$  і відповідно  $N_{k_i}$  підбирають так, щоб отримати результат вимірювання в заданих одиницях. З урахуванням конкретної енергетичної характеристики детектора, вони підібрані так, щоб результат був зафіксований у  $мкР/год$ .

Проілюструємо роботу пристрою елементарним прикладом. Нехай за час вимірювання  $T_B = 100$  с на вихід детектора пройшло 200 імпульсів. Припустимо також, що амплітуди цих імпульсів розподілені так, що по 40 імпульсів припадають на енергетичні діапазони  $40 \div 80$  кеВ,  $80 \div 170$  кеВ,  $170 \div 350$  кеВ,  $350 \div 450$  кеВ,  $450 \div 1100$  кеВ. У такому разі в Рг і Лч вимірювальної частини пристрою, беручи до уваги значення  $N_{k_{ном}}$ , буде зафіксоване число:

$$40 \cdot 0,0007102 + 40 \cdot 0,001772 + 40 \cdot 0,02840 + 40 \cdot 0,1761 + 40 \cdot 0,2045 = 16,459\dots,$$

що, без урахування чисел у двох молодших декадах Рг, відповідає 164  $мкР/год$ . Одиниці  $мкР/год$  фіксуються в старшій декаді Рг, а старші десяткові розряди результату – в декадах Лч.

Основна перевага розробленого пристрою для вимірювання ПЕД радіаційного випромінювання полягає в забезпеченні можливості оперативної корекції енергетичної характеристики широкого класу напівпровідникових детекторів. Цим забезпечується отримання результату в заданих одиницях і необхідна точність вимірювання. Остання обставина досягається за допомогою вибору: потрібної кількості компараторів у вхідній частині пристрою, порогових рівнів компараторів, кількості розрядів цифрових структурних елементів пристрою і діапазонів зміни коефіцієнтів  $N_{k_i}$ .

## РОЗДІЛ 4

### ПОКРАЩЕННЯ МЕТРОЛОГІЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ДП АЛГОРИТМІЧНИМИ МЕТОДАМИ

#### 4.1. Можливості алгоритмічних методів

Переваги опрацювання вихідних сигналів ДД за допомогою мікропроцесорів чи мікроконтролерів полягають в їхній універсальності і гнучкості – можливості створення алгоритмів опрацювання вимірювальної інформації для забезпечення заданих параметрів ДП різного призначення. З їхньою допомогою можуть успішно вирішуватись такі завдання:

- визначення параметрів іонізуючих випромінень з урахуванням параметрів ДД;
- автоматичний вибір часу вимірювання з метою забезпечення заданої точності;
- розширення діапазону вимірювання інтенсивності дози;
- створення спеціальних алгоритмів опрацювання вихідних сигналів ДД для пошукових ДП, що дають змогу зменшити час поновлення результатів вимірювання;
- поєднання алгоритмічних та апаратних методів, зокрема визначення параметрів іонізуючих випромінювань після відновлення імпульсних потоків на виході ДД апаратними засобами.

Алгоритми опрацювання вихідних сигналів ДД можуть створюватись на основі відомих методів, до яких належать насамперед методи визначення частотно-часових параметрів сигналів [58–61]. Однак необхідно враховувати особливості вихідних сигналів ДД, зокрема їхній імовірнісний характер. До таких методів належить також метод залежної лічби [61].

#### 4.2. Використання методу залежної лічби для вимірювання інтенсивності дози

Класичний спосіб вимірювання інтенсивності дози іонізуючого випромінювання полягає у підрахунку кількості вихідних імпульсів блока детектування за сталий інтервал часу. Однак тоді

відносна похибка вимірювання змінюється у широких межах, що не завжди є виправданим.

Використання методу залежної лічби дає змогу позбутися цього недоліку. Суть методу полягає в тому, що вимірюється час, протягом якого на виході блока детектування фіксується певна, наперед визначена, кількість імпульсів. Ця кількість визначає середнє значення відносної похибки вимірювання. Далі за допомогою необхідних математичних операцій знаходять значення інтенсивності дози в заданих одиницях вимірювання. Враховуються значення чутливості блока детектування і його мертвий час. Остання обставина дає змогу істотно розширити динамічний діапазон роботи дозиметрів.

Час вимірювання у разі використання методу залежної лічби обмежується двома факторами. З одного боку – мінімальним часом, необхідним для зчитування результатів вимірювання з індикатора. З іншого боку – максимально необхідним часом, за якого забезпечується задана похибка для мінімально можливих (фонових) значень інтенсивності дози.

На рис. 4.1 наведено один з варіантів структурної схеми дозиметричного пристрою, який складається з блока детектування БД, генератора зразкової частоти ГЗЧ, процесора Пр і блока індикації Бі. Блок-схема алгоритму роботи приладу наведена на рис. 4.2 [62].

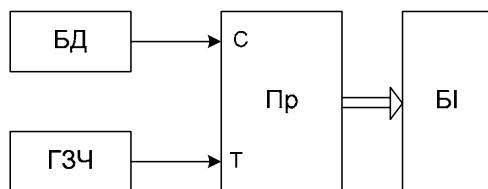


Рис. 4.1. Структурна схема дозиметричного пристрою

На рис. 4.2 використано такі позначення:  $\lambda$  – інтенсивність дози;  $T_B$  – час вимірювання інтенсивності дози;  $T_{\min}$  – мінімальний час вимірювання;  $T_{\max}$  – максимальний час вимірювання;  $\Delta T_B$  – інкремент зміни  $T_B$ ;  $\gamma$  – чутливість детектора;  $\tau_M$  – мертвий час детектора;  $C$  – кількість імпульсів на виході БД;  $C_Z$  – задана кількість імпульсів на виході БД;  $N$  – кількість частинок іонізуючого випромінювання, сприйнятих БД.

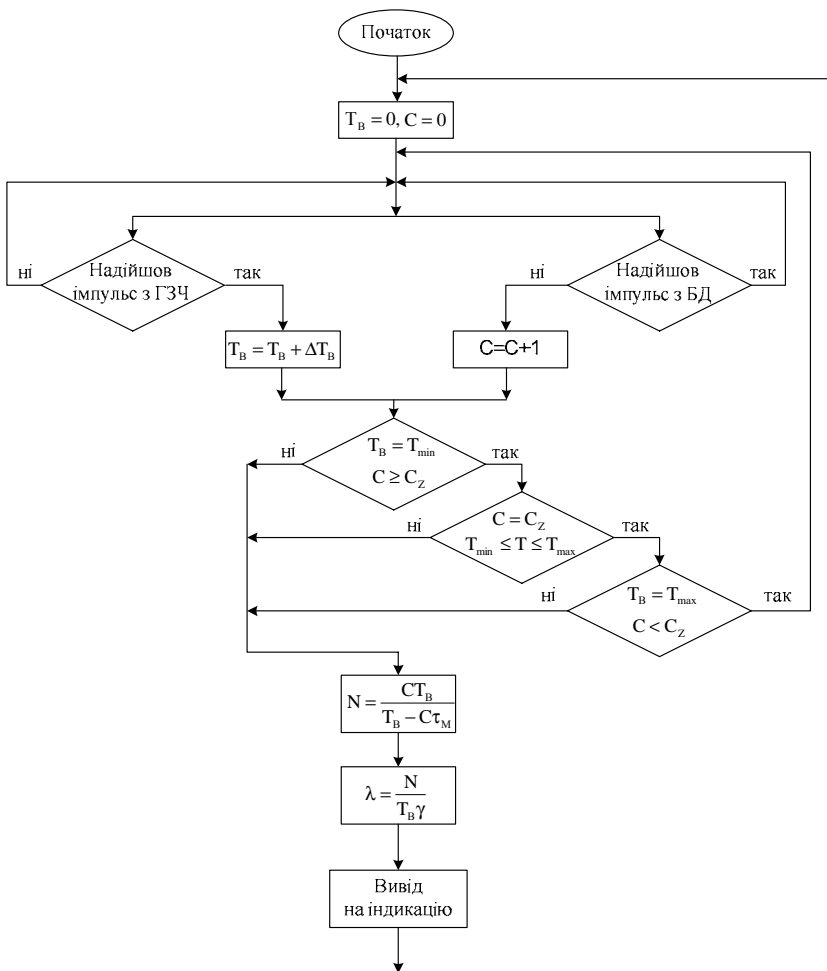


Рис. 4.2. Блок-схема алгоритму роботи дозиметричного пристрою

Як процесор Пр можна використовувати PIC (Program Interrupt Controller) процесори, зокрема фірми Microchip, які є дешевими і широко використовуються. Імпульси, що надходять на вхід С процесора Пр, доцільно обробляти за допомогою переривань, а імпульси від генератора ГЗЧ, які надходять на вхід Т, можна подавати на вхід програмованого лічильника, розміщеного в процесорі. У цьому випадку обробка імпульсів, що надходять на входи С і Т процесора, буде здійснюватись паралельно. Для зменшення енерго-



споживання в паузах між вихідними імпульсами БД доцільно програмно переводити процесор в режим “очікування” з пониженим енергоспоживанням.

Методична похибка, що виникає у разі застосування цього методу, може бути оцінена так.

За надійної імовірності  $P_{\text{ни}} = 0,95$ , інтервал, в якому міститься дійсне значення інтенсивності дози, визначається наближеним рівнянням [1]:

$$\frac{N - 2\sqrt{N}}{T_B \gamma} < \lambda < \frac{N + 2\sqrt{N}}{T_B \gamma}, \quad (4.1)$$

а номінальне (середнє) значення  $\lambda$  дорівнює

$$\lambda_{\text{НОМ}} = \frac{N}{T_B \gamma}. \quad (4.2)$$

Отже, максимальне значення відносної похибки, зумовлене нерівномірністю потоку частинок, визначається так:

$$|\delta| = \frac{\frac{N + 2\sqrt{N}}{T_B \gamma} - \lambda_{\text{НОМ}}}{\lambda_{\text{НОМ}}} 100 \% = \frac{2}{\sqrt{N}} 100 \% . \quad (4.3)$$

Із (3.31) випливає, що кількість частинок іонізуючого випромінювання  $N$ , що сприйняті БД, зв’язана з кількістю імпульсів  $C$  на виході БД, що підраховуються лічильником в процесорі Пр, рівнянням

$$N = \frac{C T_B}{T_B - C \tau_M}. \quad (4.4)$$

Якщо  $T_B \gg C \tau_M$ , то можна вважати, що  $N=C$ . У цьому разі в рівняннях (4.1)–(4.3) можна замість величини  $N$  використовувати величину  $C$ .

На рис. 4.3, *a–e* наведено значення  $\lambda_{\text{НОМ}}$  і  $|\delta|$  для трьох режимів роботи пристрою:

- 1)  $T_B = T_{\text{min}}$ ,  $C > C_Z$  (рис. 4.3, *a, б*);
- 2)  $C = C_Z$ ,  $T_{\text{min}} \leq T_B \leq T_{\text{max}}$  (рис. 4.3, *в, г*);
- 3)  $T_B = T_{\text{max}}$ ,  $C < C_Z$  (рис. 4.3, *д, е*).

При цьому прийнято такі значення величин:  $C_Z = 1000$ ,

$$T_{\text{min}} = 2 \text{ с}, \quad T_{\text{max}} = 100 \text{ с}, \quad \gamma = 0,02 \frac{\Gamma\text{ц}}{\text{мкР/год}}.$$

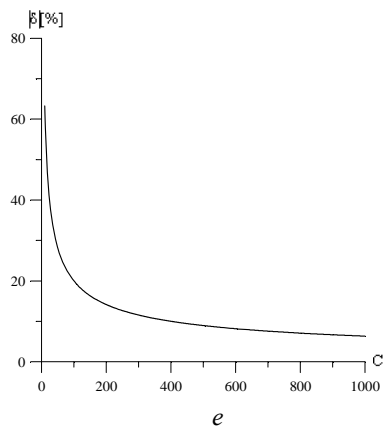
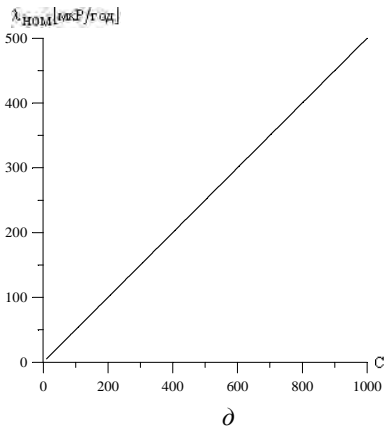
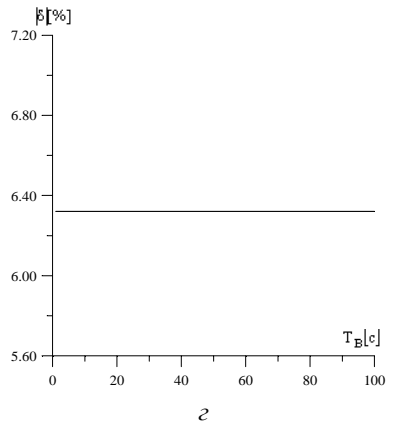
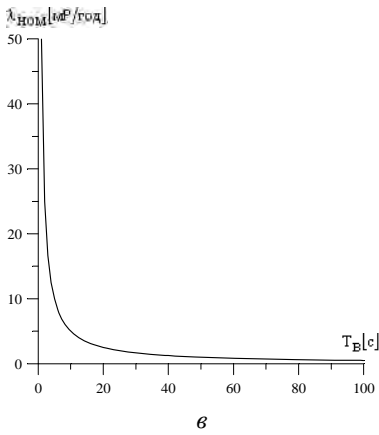
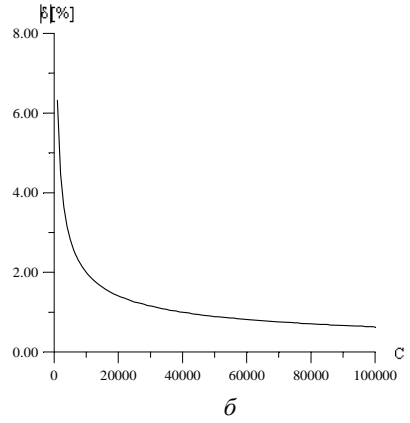
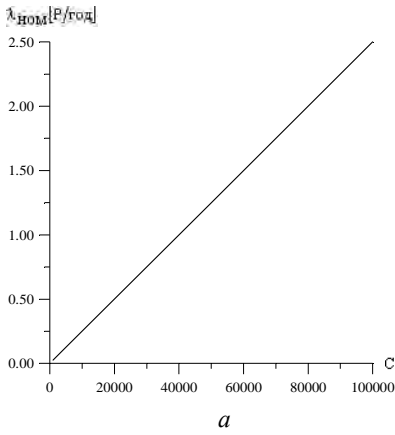


Рис. 4.3. Значення  $\lambda_{\text{НОМ}}$  і  $|\delta|$  для трьох режимів роботи пристрою

Якщо умова  $T_B \gg C\tau_M$  не виконується, то необхідно врахувати значення  $\tau_M$ . Вираз (4.4), що входить до алгоритму обчислень процесора Пр, дає змогу це зробити і тим самим істотно розширити динамічний діапазон роботи приладу. Однак це розширення має певні обмеження, що може бути пояснено такими міркуваннями. Середня частота вихідних імпульсів БД  $f_{\text{ВИХ}}$  зв'язана з середньою частотою частинок іонізуючого випромінювання  $f_{\text{ВХ}}$ , що сприймаються детектором, залежністю

$$f_{\text{ВИХ}} = \frac{f_{\text{ВХ}}}{1 + f_{\text{ВХ}}\tau_M}. \quad (4.5)$$

За умови, що мертвий час детектора  $\tau_M$  достатньо великий, тобто виконується умова  $f_{\text{ВИХ}}\tau_M \gg 1$ , із рівняння (4.5) випливає  $f_{\text{ВИХ}} = 1/\tau_M$ . Тобто у цьому випадку середня частота імпульсів на виході БД визначається не величиною, що вимірюється, а внутрішніми параметрами блока детектування.

### 4.3. Алгоритми роботи ДП з блоками детектування низької чутливості

Одним з важливих додаткових технічних параметрів ДП вважають час поновлення результатів вимірювання інтенсивності дози (ЧПРВ), зокрема – ПЕД. Часто за умови, якщо ЧПРВ є значно меншим від часу вимірювання, необхідного для забезпечення заданої точності, можна вважати, що ДП працює з ДД низької чутливості. Така ситуація є типовою під час проектування пошукових дозиметрів і потребує створення спеціальних алгоритмів опрацювання вихідних сигналів ДД, які дають змогу зменшувати ЧПРВ.

Під час вимірювання ПЕД використовуються різні алгоритми опрацювання вихідних імпульсних сигналів ДД, метою яких є забезпечення основних метрологічних характеристик ДП – похибки вимірювання, динамічного діапазону, часу вимірювання, а також, за певних вищезгаданих обставин, ЧПРВ [17, 52, 63]. Для оцінки якості таких алгоритмів можуть використовуватись як аналітичні розрахунки, так і методи імітаційного моделювання. Для реалізації останніх використовуються моделі вихідних сигналів ДД, які створюються на основі ГПП і перевіряються на відповідність заданому закону розподілу за допомогою групи оцінювальних тестів [30, 40, 41].

У роботі за допомогою імітаційного моделювання досліджено статистичні характеристики дозиметричного пристрою в режимі вимірювання ПЕД. В основу нового алгоритму опрацювання вихідних сигналів детектора покладено алгоритм, запропонований в роботі [17]. Алгоритм призначено для роботи з блоками детектування низької чутливості у порівняно вузькому діапазоні ПЕД, що не потребує урахування мертвого часу детектора.

Для зручності опису алгоритму введемо поняття моменту поновлення – моменту часу, в який здійснюється індикація нових результатів вимірювання і до якого завершуються відповідні обчислення. В алгоритмі, що розглядається, кожний наступний момент поновлення завжди формується через наперед визначений фіксований час  $T_{\Phi}$  після попереднього моменту поновлення. Між кожними моментами поновлення підраховуються кількості вихідних імпульсів детектора  $n_i$ . У пам'яті обчислювального засобу зберігаються останні  $m$  значень  $n_i$ . Після початку роботи пристрою або після моментів часу, що прирівнюються до початкових, число  $n_i$  є меншим від  $m$ .

Початковими моментами часу (моментами X) вважаються:

- момент увімкнення живлення пристрою;
- момент поновлення, для якого було зафіксовано значення  $n_i$ , яке в  $\alpha$  разів перевищує значення  $n_{i-1}$ , зафіксоване для попереднього моменту поновлення.

Результат вимірювання знаходять так. Нехай в результаті першого вимірювання (перший момент поновлення після початкового моменту – моменту X) зафіксовано значення  $n_1$ . Тоді:

$$\lambda = \frac{n_1}{T_{\Phi} \cdot \gamma}, \quad (4.6)$$

де  $\lambda$  – ПЕД,  $\gamma$  – чутливість блока детектування.

Нехай після другого вимірювання зафіксовано значення  $n_2$ , тоді:

$$\lambda = \frac{n_2}{T_{\Phi} \cdot \gamma}, \text{ якщо } n_2 > \alpha \cdot n_1 \text{ (момент X) або } n_2 \geq N_{\Phi}; \quad (4.7)$$

$$\lambda = \frac{n_1 + n_2}{2 \cdot T_{\Phi} \cdot \gamma}, \text{ якщо } n_2 \leq \alpha \cdot n_1 \text{ і } n_2 < N_{\Phi};$$

де  $N_{\Phi}$  – фіксоване число, що визначає середню статистичну похибку вимірювання за фіксованого значення ПЕД.

Нехай після третього вимірювання зафіксовано значення  $n_3$ , тоді:

$$\lambda = \frac{n_3}{T_\Phi \cdot \gamma}, \text{ якщо } n_3 > \alpha \cdot n_2 \text{ (момент X) або } n_3 \geq N_\Phi;$$

$$\lambda = \frac{n_2 + n_3}{2 \cdot T_\Phi \cdot \gamma}, \text{ якщо } n_3 \leq \alpha \cdot n_2 \text{ і } n_2 + n_3 \geq N_\Phi; \quad (4.8)$$

$$\lambda = \frac{n_1 + n_2 + n_3}{3 \cdot T_\Phi \cdot \gamma}, \text{ якщо } n_3 \leq \alpha \cdot n_2 \text{ і } n_2 + n_3 < N_\Phi.$$

Нехай після k-го вимірювання зафіксовано значення  $n_k$ , тоді

$$\lambda = \frac{n_k}{T_\Phi \cdot \gamma}, \text{ якщо } n_k > \alpha \cdot n_{k-1} \text{ (момент X) або } n_k \geq N_\Phi;$$

$$\lambda = \frac{n_{k-1} + n_k}{2 \cdot T_\Phi \cdot \gamma}, \text{ якщо } n_k \leq \alpha \cdot n_{k-1} \text{ і } n_{k-1} + n_k \geq N_\Phi;$$

.....(4.9)

$$\lambda = \frac{n_2 + \dots + n_k}{(k-1) \cdot T_\Phi \cdot \gamma}, \text{ якщо } n_k \leq \alpha \cdot n_{k-1} \text{ і } n_2 + \dots + n_k \geq N_\Phi;$$

$$\lambda = \frac{n_1 + n_2 + \dots + n_k}{k \cdot T_\Phi \cdot \gamma}, \text{ якщо } n_k \leq \alpha \cdot n_{k-1} \text{ і } n_2 + \dots + n_k < N_\Phi.$$

Рівняння (4.6)–(4.9) формуються з урахуванням того, що в пам'яті обчислювального засобу зберігаються останні  $m$  значень  $n_i$ , тобто для  $(m+1)$ -го вимірювання (починаючи з моменту X) можна записати:

$$\lambda = \frac{n_{m+1}}{T_\Phi \cdot \gamma}, \text{ якщо } n_{m+1} > \alpha \cdot n_m \text{ (момент X) або } n_{m+1} \geq N_\Phi;$$

..... (4.10)

$$\lambda = \frac{n_2 + n_3 + \dots + n_{m+1}}{m \cdot T_\Phi \cdot \gamma}, \text{ якщо } n_{m+1} \leq \alpha \cdot n_m \text{ і } n_2 + \dots + n_m < N_\Phi.$$

Для дослідження статистичних характеристик дозиметричного пристрою, в якому застосовується запропонований алгоритм (4.6)–(4.10), був використаний програмний ГПП, побудований з викорис-

танням стандартної функції *random* середовища Delfi, характеристики якого на відповідність заданому закону розподілу були досліджені в роботі [40].

Робота дозиметричного пристрою розглядалась в трьох режимах:

- у перехідному режимі, що відповідає часу вимірювання, починаючи з моменту  $X$  і незмінній ПЕД;
- у режимі ПЕД, що лінійно зростає;
- у режимі стрибкоподібної зміни ПЕД.

На рис. 4.4, *a* наведено результати імітаційного моделювання для перехідного режиму і за незмінної ПЕД за таких значень па-

раметрів:  $\lambda = 10 \text{ мкР/год}$ ,  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\psi}{\text{мкР/год}}$ ,  $T_{\Phi} = 2 \text{ с}$ ,  $N_{\Phi} = 100$ ,

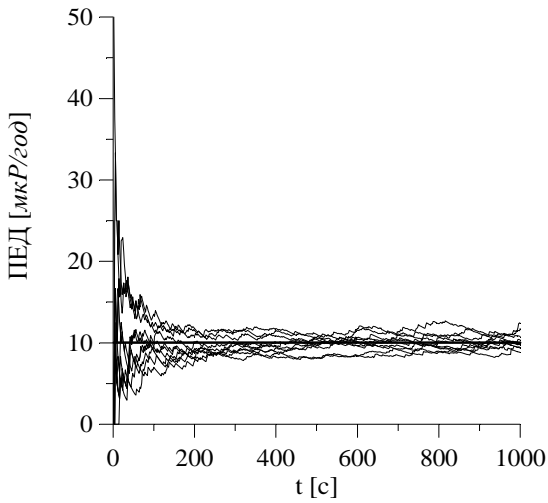
$\alpha = 4$ . На рис. 4.4, *б* подано результати моделювання в режимі ПЕД, що лінійно зростає за тих самих значень  $\gamma$ ,  $T_{\Phi}$ ,  $N_{\Phi}$  і  $\alpha$ . На рис. 4.4, як і на рис. 4.5, товстою лінією показано номінальне значення вимірюваної величини, а тонкими лініями – результати десятих вимірювань, незалежність яких забезпечувалась завдяки використанню функції *randomize*.

Дослідження виконували для різних значень  $\lambda$  і  $\gamma$ . Було показано, що, відповідно підібравши значення  $T_{\Phi}$ ,  $N_{\Phi}$  і  $\alpha$ , можна забезпечити необхідні нормовані статистичні характеристики дозиметричних пристроїв.

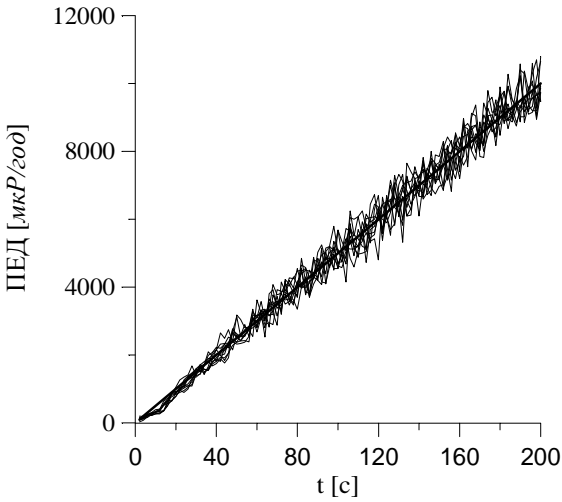
На рис. 4.5 наведено результати дослідження при стрибкоподібній зміні ПЕД. Досліджувались перехідні процеси при

$\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\psi}{\text{мкР/год}}$ ,  $T_{\Phi} = 10 \text{ с}$  і за різних значень  $N_{\Phi}$  і  $\alpha$ . Було

показано, що за менших значень  $\alpha$  (рис. 4.5, *в*, *г*) перехідні процеси (зміни результатів вимірювання) після стрибка ПЕД відбуваються істотно швидше. Однак виникає імовірність повернення процесу вимірювання до початкових моментів часу (моментів  $X$ ) за фіксованих значень вимірюваної ПЕД, що збільшує похибку вимірювання в цьому режимі. Своєю чергою, збільшення значення  $N_{\Phi}$  (рис. 4.5, *б*, *г*) приводить до зменшення похибки при фіксованих значеннях вимірюваної величини і певного її збільшення під час перехідного процесу.

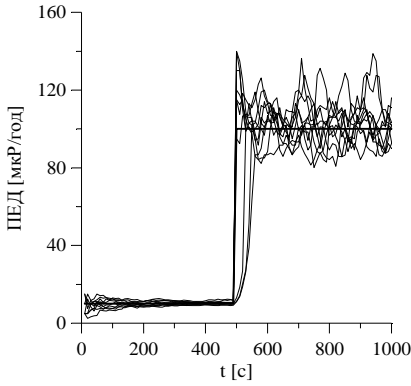


*a*

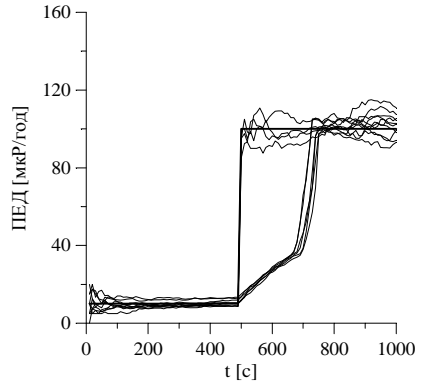


*б*

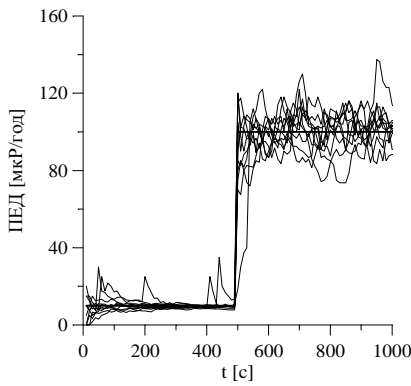
*Рис. 4.4. Результати моделювання:  
 а – в перехідному режимі і за незмінної ПЕД;  
 б – в режимі ПЕД, що лінійно зростає*



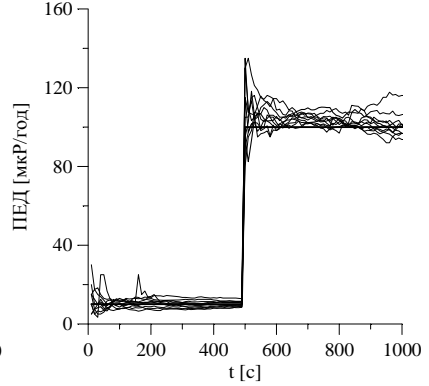
а)  $N_{\phi} = 100, \alpha = 8$



б)  $N_{\phi} = 500, \alpha = 8$



в)  $N_{\phi} = 100, \alpha = 4$



з)  $N_{\phi} = 500, \alpha = 4$

Рис. 4.5. Результати моделювання при стрибкоподібній зміні ПЕД

Розроблений алгоритм опрацювання вихідних сигналів дозиметричних детекторів може бути використаний безпосередньо або бути основою для розроблення досконаліших алгоритмів, в яких може враховуватись статистика результатів часткових вимірювань (між моментами поновлення  $T_{\phi}$ ) для переведення дозиметричного пристрою в той чи інший режим роботи при зміні вимірюваної величини.



#### 4.4. Мікропроцесорні ДП з розширеним динамічним діапазоном

Наявність мертвого часу ДД є одним з основних факторів, що обмежує діапазон вимірювання ПЕД у дозиметричних пристроях. Його вплив може бути компенсований чи врахований кількома способами, основними з яких є: опрацювання вихідної інформації ДД за допомогою ЧФП (п. 3.1 цієї роботи), використання двоканального способу вимірювання ПЕД (п. 3.2), відновлення початкового імпульсного потоку (п. 3.3), а також опрацювання вихідної інформації детекторів мікропроцесорними засобами. Аналізуючи ефективність кожного з цих способів, необхідно обов'язково враховувати статистичні характеристики отриманих результатів. На статистичні характеристики дозиметрів впливає насамперед природа імовірного розподілу в часі частинок чи квантів, що сприймаються детектором, а також внутрішні параметри самих пристроїв. Однак вплив деяких внутрішніх параметрів дозиметрів, за умов дотримання певних вимог до їхньої побудови, є менш істотним. Так, наприклад, вплив нестабільності тривалості мертвого часу детектора може бути мінімізований за допомогою схмотехнічних рішень (п. 3.4).

Далі наведено аналіз статистичних характеристик ДП, в яких за допомогою мікропроцесорних засобів реалізується корекція результату вимірювання з урахуванням мертвого часу ДД непродовжуючого типу [64].

Найзагальнішу структурну схему ДП, в якому під час вимірювання ПЕД підраховується кількість вихідних імпульсів ДД за час  $T_B$  з подальшим опрацюванням інформації, подано на рис. 4.6.

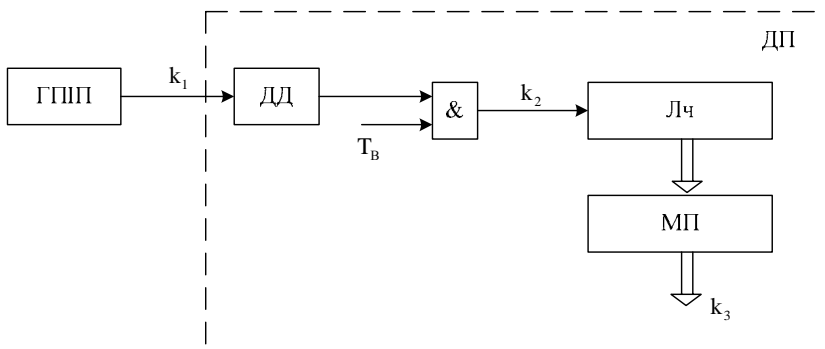


Рис. 4.6. Структурна схема мікропроцесорного ДП

До складу ДП входять детектор ДД, лічильник Лч, мікропроцесор МП і логічний елемент І. У роботі для дослідження статистичних характеристик пристрою була використана імітаційна модель, в якій потік частинок (квантів), що фіксуються детектором, відтворюється за допомогою ГППП (рис. 4.6). Як ГППП було використано генератор, що відтворює псевдовипадковий імпульсний потік за допомогою стандартної функції середовища  $\text{Delphi} - \text{random}$  [30]. Вплив мертвого часу детектора моделюється за рахунок того, що кожний вихідний імпульс детектора блокує вихід ГППП на відповідний час [42].

Відомо, що кількість імпульсів пуассонівського потоку  $k_1$ , що фіксується на виході ГППП за час  $T_B$ , з надійною імовірністю  $P_{\text{ні}} = 0,95$  лежить у межах [1]

$$k_{1\text{сеп}} - 2\sqrt{k_{1\text{сеп}}} < k_1 < k_{1\text{сеп}} + 2\sqrt{k_{1\text{сеп}}} , \quad (4.11)$$

де

$$k_{1\text{сеп}} = T_B \cdot Z, \quad (4.12)$$

а  $Z$  – середня частота вихідних імпульсів ГППП.

Середня кількість імпульсів  $k_{1\text{сеп}}$  зв'язана з ПЕД  $\lambda$  і чутливістю детектора  $\gamma$  рівнянням:

$$k_{1\text{сеп}} = \lambda \cdot \gamma \cdot T_B . \quad (4.13)$$

За наявності мертвого часу ДД, потік імпульсів на його виході не підпорядковується пуассонівському закону розподілу. Це пояснюється тим, що через наявність мертвого часу не виконується одна з умов, які визначають цей закон розподілу – імпульсна послідовність вже не має властивості відсутності післядії, яка полягає в тому, що імовірність появи  $k$  імпульсів на будь-якому проміжку часу не залежить від того, з'являлись чи не з'являлись імпульси в моменти часу, які передували початку проміжку, що розглядається [65].

Для визначення статистичних характеристик імпульсного потоку на виході ДД за допомогою імітаційного моделювання були виконані дослідження, в результаті яких було встановлено, що

кількість вихідних імпульсів детектора  $k_2$ , зафіксованих за час  $T_B$ , з надійною імовірністю  $P_{ні} = 0,95$  лежить в межах:

$$k_{2\text{сеп}} - 2 \cdot k_M \sqrt{k_{2\text{сеп}}} < k_2 < k_{2\text{сеп}} + 2 \cdot k_M \sqrt{k_{2\text{сеп}}}, \quad (4.14)$$

де

$$k_{2\text{сеп}} = \frac{k_{1\text{сеп}}}{1 + \lambda \gamma \tau_M}, \quad (4.15)$$

$$k_M = \frac{1}{1 + \lambda \gamma \tau_M} = \frac{T_B}{T_B + k_{1\text{сеп}} \tau_M}. \quad (4.16)$$

Кількість імпульсів  $k_2$  фіксується в лічильнику Лч й опрацьовується МП згідно з рівнянням [62]

$$k_3 = \frac{k_2 \cdot T_B}{T_B - k_2 \cdot \tau_M}. \quad (4.17)$$

Оскільки  $k_2$  з надійною імовірністю  $P_{ні} = 0,95$  лежить у межах (4.14), кількість імпульсів  $k_3$ , з тією самою надійною імовірністю, міститиметься в межах:

$$k_{3н} < k_3 < k_{3в}, \quad (4.18)$$

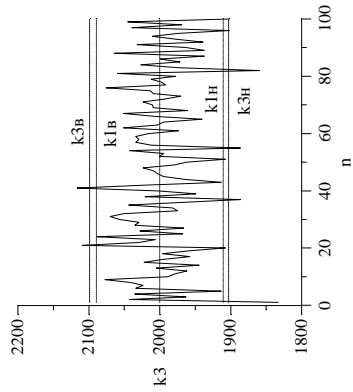
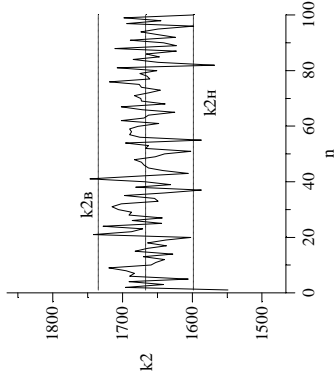
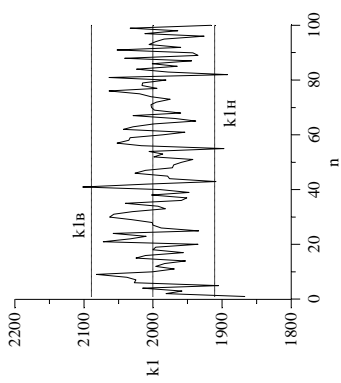
де

$$k_{3н} = \frac{k_{2н} T_B}{T_B - k_{2н} \tau_M}, k_{3в} = \frac{k_{2в} T_B}{T_B - k_{2в} \tau_M}; \quad (4.19)$$

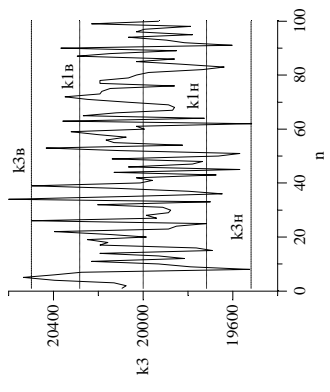
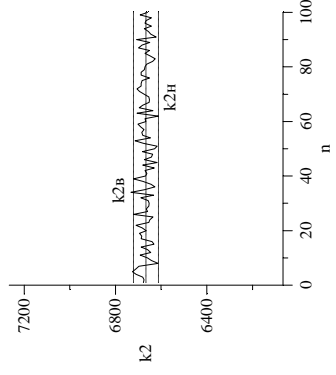
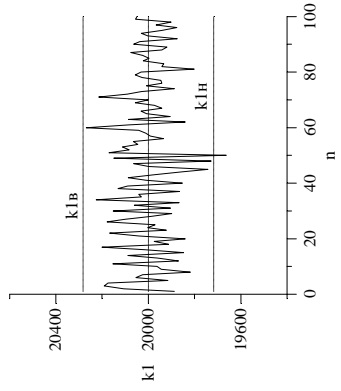
$$k_{2н} = k_{2\text{сеп}} - 2 \cdot k_M \sqrt{k_{2\text{сеп}}}, k_{2в} = k_{2\text{сеп}} + 2 \cdot k_M \sqrt{k_{2\text{сеп}}}. \quad (4.20)$$

Статистичні розподіли значень  $k_1$ ,  $k_2$  і  $k_3$  (для  $n$  експериментів, кожний з яких відповідає часу  $T_B$ ), отримані в результаті моделювання, наведено на рис. 4.7. Тут також подано граничні значення, що відповідають  $P_{ні} = 0,95$ . Розподіли одержано для різних значень ПЕД

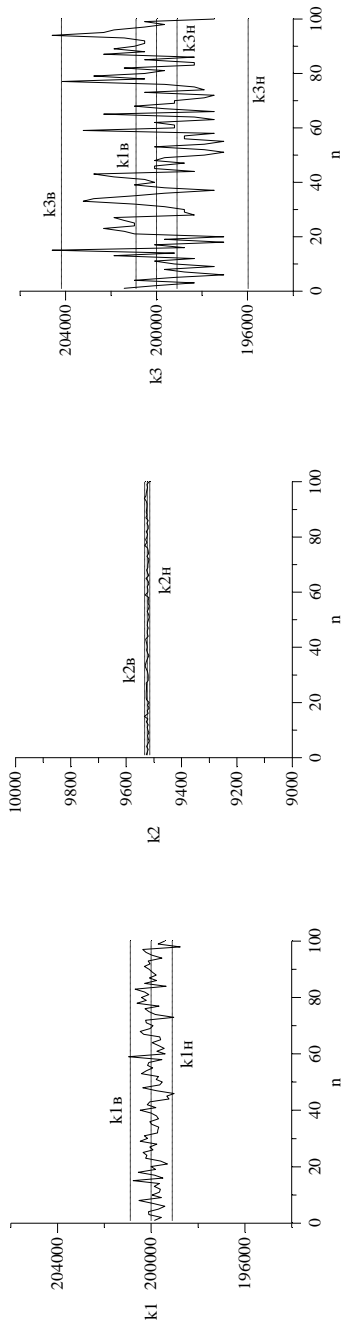
$\lambda$ , якщо  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma\text{ц}}{\text{мкР/год}}$ ,  $\tau_M = 100 \text{ мкс}$ ,  $T_B = 1 \text{ с}$ .



$$a) \lambda = 10^5 \frac{MKP}{20d}$$



$$b) \lambda = 10^6 \frac{MKP}{20d}$$



$$e) \lambda = 10^7 \frac{\text{мкР}}{\text{год}}$$

Рис. 4.7. Статистичні розподіли значень  $k_1$ ,  $k_2$  і  $k_3$ ,

Якщо  $\gamma = 0,02 \frac{\Gamma y}{\text{мкР/год}}$ ,  $\tau_m = 100 \text{ мкс}$ ,  $T_B = 1 \text{ с}$

Граничні значення вимірюваного ПЕД  $\lambda$  можуть бути визначені так:

$$\lambda_{1H} = \frac{k_{1H}}{\gamma \cdot T_B}, \quad \lambda_{1B} = \frac{k_{1B}}{\gamma \cdot T_B}, \quad (4.21)$$

де

$$k_{1H} = k_{1cep} - 2\sqrt{k_{1cep}}, \quad k_{1B} = k_{1cep} + 2\sqrt{k_{1cep}}, \quad (4.22)$$

а  $k_{1cep}$  визначається згідно з (4.13).

Граничні значення ПЕД  $\lambda$  як результату вимірювання дорівнюють

$$\lambda_{3H} = \frac{k_{3H}}{\gamma \cdot T_B}, \quad \lambda_{3B} = \frac{k_{3B}}{\gamma \cdot T_B}, \quad (4.23)$$

де  $k_{3H}$  і  $k_{3B}$  визначаються рівняннями (3.19).

На рис. 4.8 подано залежності відхилень граничних значень ПЕД

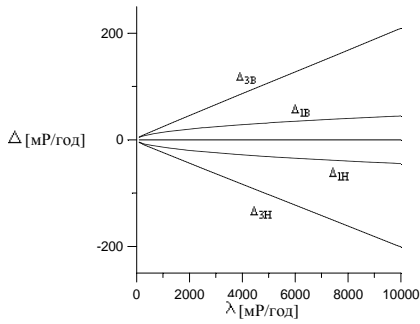
$$\Delta_{1H} = \lambda_{1H} - \lambda, \quad \Delta_{1B} = \lambda_{1B} - \lambda; \quad (4.24)$$

$$\Delta_{3H} = \lambda_{3H} - \lambda, \quad \Delta_{3B} = \lambda_{3B} - \lambda, \quad (4.25)$$

що відповідають  $P_{HI} = 0,95$ , від значення  $\lambda$  для різних фіксованих значень  $\gamma$ ,  $\tau_m$  і  $T_B$ .

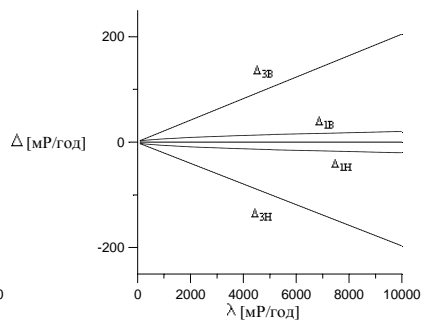
Виконані дослідження дають змогу зробити висновок, що розширення діапазону вимірюваної ПЕД супроводжується збільшенням статистичного розкиду результатів вимірювання в абсолютних величинах.

Результати цього дослідження та імітаційні моделі, за допомогою яких вони отримані, можуть бути використані для оцінки граничних можливостей розширення динамічного діапазону ДП, в яких компенсація мертвого часу детекторів відбувається за допомогою мікропроцесорної обробки вимірювальної інформації.



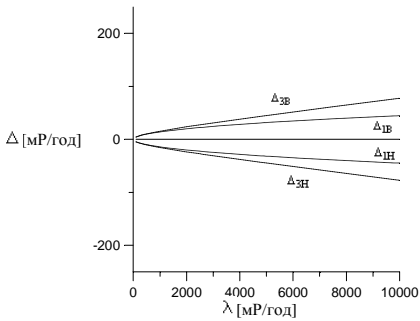
$$a) \gamma = 0,02 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}},$$

$$\tau_M = 100 \text{ мкс}, T_B = 1 \text{ с};$$



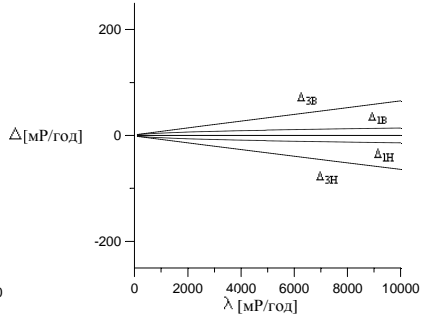
$$b) \gamma = 0,1 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}},$$

$$\tau_M = 100 \text{ мкс}, T_B = 1 \text{ с};$$



$$v) \gamma = 0,02 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}},$$

$$\tau_M = 10 \text{ мкс}, T_B = 1 \text{ с};$$



$$z) \gamma = 0,02 \frac{\Gamma\zeta}{\text{мкР/год}},$$

$$\tau_M = 100 \text{ мкс}, T_B = 10 \text{ с};$$

Рис. 4.8. Залежності відхилень граничних значень ПЕД, що відповідають  $P_{\text{нн}} = 0,95$ , від фактичних значень ПЕД

## РОЗДІЛ 5

### РЕАЛІЗАЦІЯ ТА ВПРОВАДЖЕННЯ РОЗРОБЛЕНИХ ДП

Результати теоретичних досліджень, викладені в попередніх розділах роботи, сприяли розробленню і впровадженню в серійне виробництво: радіометра-дозиметра гамма-бета-випромінювань РКС-01 “СТОРА”, дозиметра-радіометра гамма-бета-випромінювань ДКС-01М “СЕЛВІС”, дозиметра-радіометра гамма-бета-випромінювань пошукового МКС-07 “ПОШУК”, дозиметра-радіометра універсального “МКС-У”, дозиметра гамма-випромінювання ДКТ-21, що випускаються ПП “НВП “Спаринг-Віст Центр” (м. Львів). Нижче наведено структури, принципи роботи і технічні характеристики цих приладів.

#### 5.1. Дозиметр-радіометр гамма-бета-випромінювань ДКС-01 “СЕЛВІС”

Дозиметр-радіометр гамма-бета-випромінювань ДКС-01 “СЕЛВІС” (надалі дозиметр) призначено для вимірювання еквівалентної дози (ЕД) та потужності еквівалентної дози (ПЕД) гамма- та рентгенівського випромінювань (далі фотонного випромінювання), часу накопичення ЕД, а також поверхневої густини потоку бета-частинок (рис. 5.1).



*Рис. 5.1. Дозиметр-радіометр  
гамма-бета-випромінювань ДКС-01 “СЕЛВІС”*



Дозиметр використовується для дозиметричного і радіометричного контролю на промислових підприємствах, атомних електростанціях, у науково-дослідницьких організаціях; для контролю радіаційної чистоти житлових приміщень, будівель і споруд, предметів побуту, одягу, території, що прилягає, поверхні ґрунту на присадибних ділянках, транспортних засобів.

Структурну схему дозиметра зображено на рис. 5.2. До його складу входять блок обробки інформації БОІ та виносний блок детектування бета-частинок БДИБ-01К.

До складу БОІ входять: блок детектування гамма-випромінювання БДБГ-01ТК, порогові пристрої ПП1 і ПП2, лічильники ЛЧ1 – ЛЧ4, реєстр РГ, логічні елементи І1, І2, АБО1, АБО2 і НЕ, звуковий генератор ЗГ, подільники з керованим коефіцієнтом ділення ДККД1 і ДККД2, множники з керованим коефіцієнтом множення МККМ1 і МККМ2, батарея фотоелектрична БФ, батарея акумуляторна БА, стабілізатор напруги СН, формувач опорної напруги блоків детектування ФОН, логічна схема ЛС, зумер ЗМ, генератор тактових імпульсів ГТІ, керований подільник частоти КДЧ, формувач часових інтервалів ФЧІ, таймер ТМ, подільник частоти ДЧ, блок управління БУ, схема обнулення СО, мультиплексор МП, дешифратор ДШ, схема керування цифровим індикатором СКЦІ, цифровий індикатор ЦІ, перемикачі RAYS, RANGE, INTERVAL, POWER/MODE і кнопки START, RESET, FUNCTION.

Основну частину БОІ реалізовано на трьох великих інтегральних схемах (ВІС). Дві з них – СТ1 – є однаковими, хоча обладнання однієї з них використовується не повністю (рис. 5.2). Основною функцією ВІС СТ1 є масштабування і лінеаризація імпульсних потоків, а також формування сигналів для зумера ЗМ. Основною функцією ВІС СТ2 (рис. 5.2) є забезпечення вимірювання параметрів імпульсних послідовностей та індикації результатів.

Живлення дозиметра вмикається за допомогою встановлення перемикача POWER/MODE в одне з положень – AUT або MNL. Напруга живлення з БА і БФ подається на формувач опорної напруги ФОН безпосередньо і через стабілізатор напруги СН на усі інші структурні вузли пристрою. Це необхідно для стабілізації режимів роботи цих вузлів і зменшення додаткової похибки дозиметра, спричиненої зміною напруги живлення.

Схема обнулення СО у момент увімкнення живлення дозиметра встановлює послідовнісі структурні елементи ВІС СТ2 у початковий стан.

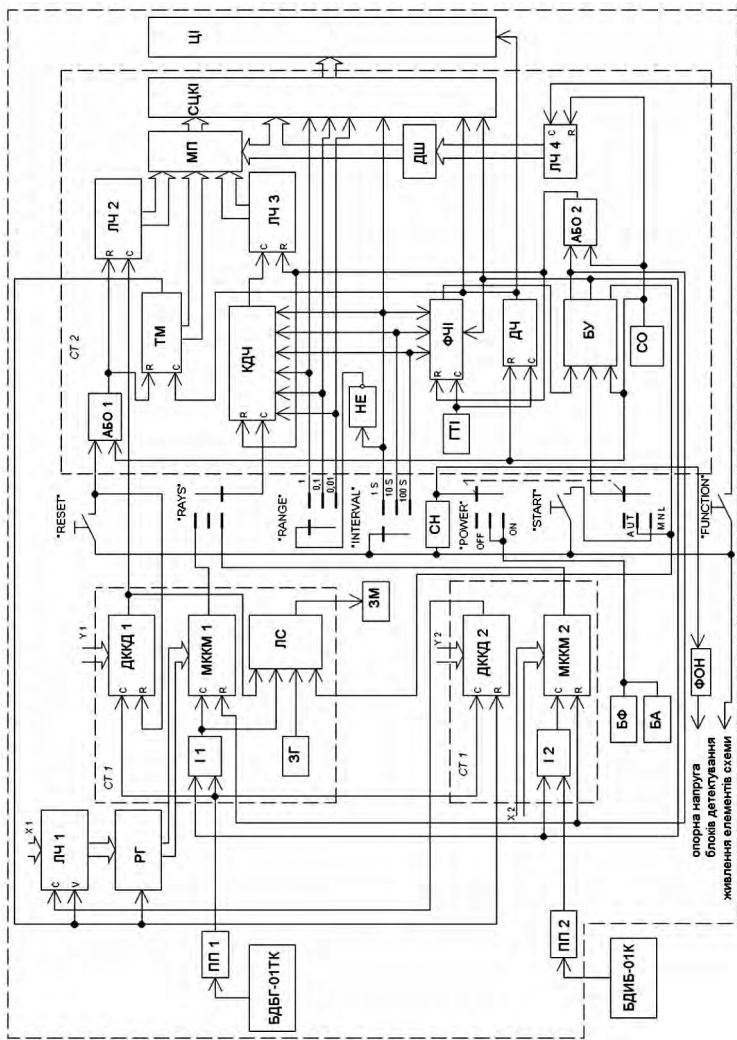


Рис. 5.2. Структурна схема дозиметра-радіометра гамма-бета-випромінювань ДКС-01 "СЕЛВІС"

Вимикають живлення дозиметра, встановлюючи перемикач POWER/MODE у положення OFF.

ПЕД фотонного випромінювання в ручному режимі вимірюється так.

Перемикач RAYS установлюється в положення “γ”, перемикач POWER/MODE – в положення MNL, а перемикачі INTERVAL і RANGE – в положення, які відповідають вибраним часу вимірювання і діапазону вимірювання відповідно.

Після натискання кнопки START блок управління БУ розблоковує формувач ФЧІ. На виході останнього формується сигнал закінчення вимірювального часового інтервалу, який надходить на один з входів БУ. Вимірювальний часовий інтервал формується на тому виході БУ, який з’єднаний з входами логічних елементів П1 і І2, а величина цього інтервалу дорівнює 1 с, 10 с або 100 с, залежно від положення перемикача INTERVAL.

Імпульси з виходу блока БДБГ-01ТК через пороговий пристрій ПП1 та елемент П1 надходять на інформаційний вхід множника МККМ1, який здійснює масштабування і лінеаризацію лічильної характеристики БДБГ. Код управління МККМ1 встановлюється за допомогою схеми лінеаризації, до складу якої входять лічильник ЛЧ1, регістр РГ і подільник ДККД2. Коди X1 і Y2, які подаються на керуючі входи ЛЧ1 і ДККД2, визначаються залежно від чутливості і мертвого часу БДБГ-01ТК. Робота схеми лінеаризації синхронізується сигналом з виходу таймера ТМ.

Отже, для вимірювання ПЕД фотонного випромінювання, для масштабування вимірюваної величини і компенсації мертвого часу ДД, застосовано спосіб, описаний в п. 3.1.3 роботи. Основою цього способу є використання ЧІФП з додатним імпульсним зворотним зв’язком. Відповідно до рівняння (3.33) і враховуючи те, що у ВІС СТ1 реалізовані 12-розрядні помножувачі МККМ, середня частота імпульсів на виході МККМ1 визначається так:

$$f_{\text{МККМ1}} \cong \frac{2^{12}}{2^{12} - N_{\text{к1}}} f_{\text{пп1}}, \quad (5.1)$$

де  $f_{\text{пп1}}$  – середня частота імпульсів на виході порогового пристрою ПП1;  $N_{\text{к1}}$  – керуючий код, що зберігається в регістрі Рг і визначається значеннями кодів X1 і Y2.

В основу структури ВІС СТ2, на один з входів якої надходять імпульси з виходу МККМ1, покладено принцип організації універ-

сального цифрового інтенсиметра, описаний в п. 3.1.2 цієї роботи. Отже, з виходу МККМ1 імпульси надходять на інформаційний вхід керованого подільника частоти КДЧ, який здійснює ділення частоти вхідних імпульсів на 10, 100 або пропускає вхідні імпульси на вихід без змін, залежно від положення перемикачів RANGE і INTERVAL. Положення перемикача RANGE впливає на коефіцієнт ділення КДЧ тільки при положенні “1S” перемикача INTERVAL. З виходу КДЧ імпульси надходять на лічильник ЛЧЗ, в якому фіксується результат вимірювання ПЕД.

Закінчення інтервалу вимірювання та реєстрація квантів іонізуючого випромінювання супроводжуються звуковою сигналізацією, що забезпечується схемою, до складу якої входять звуковий генератор ЗГ, логічна схема ЛС і зумер ЗМ.

Вимірювання ПЕД фотонного випромінювання в автоматичному режимі відрізняється від аналогічного вимірювання в ручному режимі тим, що наступне вимірювання відбувається автоматично через певний інтервал часу після закінчення попереднього вимірювання. Це забезпечується тим, що перемикач POWER/MODE встановлюється в положення AUT і сигнал закінчення вимірювального інтервалу з виходу БУ через перемикач POWER/MODE надходить на запускаючий вхід БУ.

ЕД фотонного випромінювання вимірюється так.

Початок вимірювання задається під час увімкнення дозиметра або натисканням кнопки RESET. У цей момент подільник ДККД1 і лічильник ЛЧ2 обнулюються. Імпульси з виходу блока БДБГ через пороговий пристрій ПП1 надходять на інформаційний вхід ДККД1. Керуючий код ДККД1 – Y1 встановлюється відповідно до дискрета фіксації результату вимірювання ЕД. З виходу ДККД1 імпульси надходять на вхід лічильника ЛЧ2, в якому фіксується результат вимірювання ЕД.

Кожне перевищення ЕД значення, що відповідає дискрету фіксації результату вимірювання, супроводжується звуковою сигналізацією. Це забезпечується подаванням сигналу з виходу ДККД1 на один з входів ЛС.

Час накопичення ЕД фотонного випромінювання вимірюється так. Початок вимірювання задається при увімкненні дозиметра чи натисканням кнопки RESET одночасно з початком вимірювання ЕД. У цей момент таймер ТМ обнулюється. Підрахунок і фіксація часу нако-

пичення ЕД відбувається в ТМ, на інформаційний вхід якого через подільник частоти ДЧ надходять імпульси з виходу генератора ГТІ.

Поверхнева густина потоку бета-частинок в ручному режимі вимірюється аналогічно вимірюванню ПЕД фотонного випромінювання, лише перемикач – RAYS устанавлюється в положення “β”.

Імпульси з виходу блока БДИБ-01К через пороговий пристрій ПП2 та елемент І2 надходять на інформаційний вхід множника МККМ2, який здійснює масштабування лічильної характеристики БДИБ-01К. Код управління МККМ2 – X2 визначається залежно від чутливості БДИБ-01К.

Середня частота імпульсів на виході МККМ2 визначається рівнянням:

$$f_{\text{МККМ2}} \cong \frac{2^{12}}{2^{12} - X2} f_{\text{ПП2}}, \quad (5.2)$$

де  $f_{\text{ПП2}}$  – середня частота імпульсів на виході порогового пристрою ПП2.

З виходу МККМ2 імпульси надходять на інформаційний вхід керованого подільника частоти КДЧ, який здійснює ділення частоти вхідних імпульсів на 10, 100 або пропускає вхідні імпульси на вихід без змін, залежно від положення перемикачів INTERVAL і RANGE. Положення перемикача RANGE впливає на коефіцієнт ділення КДЧ тільки при положенні “1S” перемикача INTERVAL. З виходу КДЧ імпульси надходять на лічильник ЛЧ3, в якому фіксується результат вимірювання густини потоку.

Вимірювання поверхневої густини потоку бета-частинок в автоматичному режимі відрізняється від аналогічного вимірювання в ручному режимі тим, що наступне вимірювання відбувається автоматично через певний інтервал часу після закінчення попереднього вимірювання. Це забезпечується тим, що перемикач POWER/MODE встановлюється в положення AUT і сигнал закінчення вимірювального інтервалу з виходу БУ через перемикач POWER/MODE надходить на запускаючий вхід БУ.

Виведення результатів вимірювань на цифровий індикатор ЦЦ забезпечується так.

У момент увімкнення живлення дозиметра схема обнулення СО забезпечує встановлення лічильника ЛЧ4 у початковий стан. Водночас дешифратор ДШ і мультиплексор МП забезпечують пода-

вання на схему керування СКЦІ коду з лічильника ЛЧ2 і, отже, на ЦІ буде висвічуватись результат вимірювання ЕД.

Під час першого натискання кнопки FUNCTION лічильник ЛЧ4 переходить в наступний стан. При цьому ДШ і МП забезпечують подавання на СКЦІ коду з лічильника ЛЧ3 і на ЦІ буде висвічуватись результат вимірювання ПЕД.

Під час другого натискання кнопки FUNCTION лічильник ЛЧ4 переходить в черговий стан. При цьому ДШ і МП забезпечують подавання на СКЦІ коду з таймера ТМ і на ЦІ буде висвічуватись результат вимірювання часу накопичення ЕД.

СКЦІ забезпечує також індикацію коми в потрібному розряді (залежно від положення перемикачів INTERVAL і RANGE) і висвітлення на ЦІ ознак режиму індикації (залежно від стану лічильника ЛЧ4).

У табл. 5.1 наведено технічні характеристики дозиметра-радіометра гамма-бета випромінювань ДКС-01 “СЕЛВІС”.

Таблиця 5.1

### Технічні характеристики ДКС-01 “СЕЛВІС”

| Назва параметра   | Одиниця вимірювання              | Норма   |
|---|----------------------------------|---|
| 1   | 2                                | 3   |
| 1. Діапазон вимірювання потужності еквівалентної дози (ПЕД) фотонного випромінювання.         | <i>мкЗв/год</i>                  | 0,1...9999  |
| 2. Границі допустимої основної відносної похибки вимірювання ПЕД за довірчої ймовірності 0,95 | %                                | $\pm(15+2/P)$ , де P – виміряне значення ПЕД в мкЗв/год |
| 3. Діапазон вимірювання еквівалентної дози (ЕД) фотонного випромінювання                      | <i>мкЗв</i>                      | 1...9999  |
| 4. Границі допустимої основної відносної похибки вимірювання ЕД за довірчої ймовірності 0,95  | %                                | $\pm 20$  |
| 5. Діапазон енергій фотонного випромінювання, що вимірюється                                  | <i>МеВ</i>                       | 0,05...3,0  |
| 6. Енергетична залежність за гамма- та рентгенівським випромінюванням, не більше ніж          | %                                | $\pm 25$  |
| 7. Діапазон вимірювання поверхневої густини потоку бета-частинок                              | <i>част./(хв см<sup>2</sup>)</i> | 10...10 <sup>5</sup>                                    |

Продовження табл. 5.1

| 1  | 2                                    | 3            |
|--|--------------------------------------|--------------|
| 8. Границі допустимої основної відносної похибки вимірювання поверхневої густини потоку бета-частинок за довірчої ймовірності 0,95   | %                                    | $\pm 25$     |
| 9. Діапазон енергій бета-частинок, що вимірюються  | <i>MeV</i>                           | 0,2...1,5    |
| 10. Енергетична залежність за бета-випромінюванням, не більше ніж  | %                                    | $\pm 25$     |
| 11. Діапазон вимірювання часу накопичення ЕД з дискретністю 1 хв   | <i>год</i>                           | 0...24       |
| 12. Похибка вимірювання часу накопичення ЕД  | <i>хв/добу</i>                       | $\pm 1$      |
| 13. Напруга живлення дозиметра від акумуляторної батареї   | <i>V</i>                             | 6,25         |
| 14. Границі допустимої додаткової похибки вимірювань, що викликана зміною напруги живлення від 5,75 до 6,5 <i>V</i>  | %                                    | $\pm 10$     |
| 15. Границі допустимої додаткової похибки вимірювань, що викликана зміною температури навколишнього середовища від мінус 10 до +40 °C  | % на кожні 10°C відхилення від 20 °C | $\pm 10$     |
| 16. Час встановлення робочого режиму дозиметра, не більше ніж  | <i>хв</i>                            | 2            |
| 17. Час безперервної роботи дозиметра при живленні від свіжозарядженої акумуляторної батареї при освітленні батареї фотоелектричної прямим сонячним світлом протягом світлої частини доби (спектральні умови АМ 1,5 при питомій світловій потужності $P=1000 \text{ Вт/м}^2$ ), не менше ніж<br>Час безперервної роботи дозиметра без освітлення батареї фотоелектричної прямим сонячним світлом, не менше ніж | <i>год</i>                           | 48<br><br>24 |
| 18. Нестабільність показів дозиметра за час неперервної роботи 6 годин, не більше ніж  | %                                    | $\pm 10$     |
| 19. Струм споживання дозиметра за номінальної напруги живлення 6,25 <i>V</i> , не більше ніж   | <i>мА</i>                            | 5            |
| 20. Габаритні розміри дозиметра без виносного блока детектування бета-частинок, не більше ніж  | <i>мм</i>                            | 170x48x48    |
| 21. Габаритні розміри виносного блока детектування бета-частинок без з'єднувального пристрою, не більше ніж  | <i>мм</i>                            | 48x38        |
| 22. Маса дозиметра без виносного блока детектування бета-частинок, не більше ніж   | <i>кг</i>                            | 0,4          |
| 23. Маса виносного блока детектування бета-частинок без з'єднувального пристрою, не більше ніж   | <i>кг</i>                            | 0,35         |

## 5.2. Радіометр-дозиметр гамма-бета-випромінювань РКС-01 “СТОРА”



Рис. 5.3. Радіометр-дозиметр  
гамма-бета-випромінювань  
РКС-01 “СТОРА”

Радіометр-дозиметр гамма-бета-випромінювання РКС-01 “СТОРА” (надалі – радіометр) призначений для вимірювання потужності амбієнтного еквівалента дози (ПЕД) гамма- та рентгенівського випромінювань (далі – фотонного іонізуючого випромінювання), а також поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання (рис. 5.3).

Радіометр використовується для екологічних досліджень; для радіометричного і дозиметричного контролю на промислових підприємствах; для контролю радіаційної чистоти житлових приміщень, будівель і споруд, території, що до них прилягає, предметів побуту, одягу, поверхні ґрунту на присадибних ділянках, транспортних засобів.

За структурною схемою (рис. 5.4) радіометр складається з детектора іонізуючих випромінювань (ДІВ), батареї елементів живлення (БЕЖ), кнопок управління РЕЖИМ та ПОРІГ, схеми цифрової обробки та управління (СЦО), формувача анодної напруги для детектора іонізуючих випромінювань (ФАН), схеми управління детектором (СУД), енергонезалежної пам'яті (ЕНП), гучномовця (ГМ) та цифрового рідкокристалічного індикатора (ЦРІ).

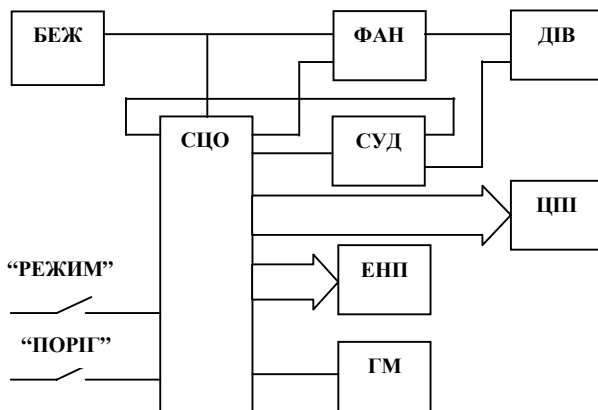
Батарея елементів живлення (БЕЖ) складається з двох гальванічних елементів із загальною номінальною напругою 3,0 В і слугує для енергоживлення схеми радіометра.

Кнопки РЕЖИМ та ПОРІГ слугують для увімкнення радіометра, задання відповідного режиму роботи та програмування порогових рівнів спрацьовування звукової сигналізації.

Схема цифрової обробки та управління (СЦО), яку реалізовано на базі мікропроцесора, призначена для управління режимами



роботи радіометра, управління формувачем анодної напруги, цифрової обробки імпульсних послідовностей з виходу детектора іонізуючих випромінювань, формування сигналів, що управляють цифровим рідкокристалічним індикатором, а також для індикації ознак режимів вимірювання.



*Рис. 5.4. Структурна схема радіометра-дозиметра гамма-бета-випромінювань РКС-01 "СТОПА"*

Формувач анодної напруги (ФАН) побудований за схемою очікуючого мультівібратора з трансформаторним множенням напруги і слугує для формування анодної напруги + 400 В, необхідної для роботи детектора іонізуючих випромінювань.

Схема управління детектором іонізуючих випромінювань (СУД) виконана на основі ряду комутуючих та нормуючих елементів і призначена для формування сигналів детектора.

Енергонезалежну пам'ять (ЕНП) реалізовано на основі EEPROM і вона слугує для запису калібрувальних коефіцієнтів, що записуються під час калібрування радіометра.

Як гучномовець (ГМ) використано п'єзоакустичний перетворювач, який призначений для озвучування кожного гамма-кванта чи бета-частинки, а також для звукової сигналізації у разі перевищення запрограмованих порогових рівнів ПЕД чи поверхневої густини потоку бета-частинок.

Детектором іонізуючих випромінювань (ДІВ) слугує газорозрядний лічильник Гейгера-Мюллера типу СБМ-20-1. Він призначений для детектування гамма- та бета-випромінювань, параметри яких вимірюються радіометром.

ЦРІ є чотирирозрядним цифровим рідкокристалічним індикатором статичного типу і слугує для візуалізації результатів вимірювань у різних режимах роботи радіометра.

Вимірювання ПЕД фотонного іонізуючого випромінювання і поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання здійснюється в СЦО на підставі процедур, основою яких є алгоритми, описані в п.п. 4.2, 4.3. ЧПРВ вибрано таким, що дорівнює  $T_{\Phi} = 2 \text{ с}$ , а максимальний час, упродовж якого відбувається усереднення часткових результатів вимірювання, дорівнює  $T_{\text{Вmax}} = 70 \text{ с}$ . У разі значних відхилень поточних результатів часткових вимірювань від попередніх відбувається обнулення історії усереднення, тобто перехід до початкового моменту часу (п. 4.3). Значення величин мертвого часу і чутливості ДД враховуються під час налагодження ДП внесенням відповідних коефіцієнтів у формули, за якими обчислюють результати вимірювань.

У табл. 5.2 наведено технічні характеристики радіометра-дозиметра гамма-бета випромінювань РКС-01 “СТОРА”.

Таблиця 5.2

### Технічні характеристики РКС-01 “СТОРА”

| Назва   | Одиниця вимірювань | Нормовані значення за ТУ   |
|---|--------------------|--|
| 1   | 2                  | 3  |
| 1. Діапазон вимірів ПЕД фотонного іонізуючого випромінювання  | <i>мкЗв/год</i>    | 0,1 – 999,9  |
| 2. Границя допустимої відносної основної похибки при вимірюванні ПЕД фотонного іонізуючого випромінювання з довірчою імовірністю 0,95   | %                  | $15+2/\dot{H}^*(10)$ ,<br>де $\dot{H}^*(10)$ – числове значення виміряної ПЕД, що еквівалентне мікросівтам за годину |
| 3. Діапазон енергій фотонного іонізуючого випромінювання, що реєструється   | <i>MeV</i>         | 0,05 – 3,00  |
| 4. Енергетична залежність показів радіометра при вимірюванні ПЕД фотонного іонізуючого випромінювання в енергетичному діапазоні<br>– від 0,05 до 1,25 <i>MeV</i><br>– від 1,25 до 3,00 <i>MeV</i> | %                  | $\pm 25$<br>від +40 до мінус 25  |

Продовження табл. 5.2

| 1   | 2                                       | 3   |
|---|---|---|
| 5. Анізотропія радіометра при зміні напрямку опромінювання відносно основного в межах $\pm 60^\circ$ не більше ніж<br>– для ізоотопів $^{137}\text{Cs}$ та $^{60}\text{Co}$ ;<br>– для ізоотопів $^{241}\text{Am}$    | %                                       | $\pm 25$<br>$\pm 60$  |
| 6. Діапазон вимірів поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання   | част./( $\text{см}^2 \cdot \text{хв}$ ) | $10 - 10^5$   |
| 7. Границя допустимої відносної основної похибки при вимірюванні поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання з довірчою імовірністю 0,95  | %                                       | $20 + 200/\Phi_\beta$ ,<br>де $\Phi_\beta$ – числове значення вимірюної поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання, що еквівалентне частинкам на сантиметр квадратний за хвилину |
| 8. Діапазон енергій частинок бета-випромінювання, що реєструються   | MeV                                     | 0,5 – 3,0   |
| 9. Час установлення робочого режиму радіометра, не більше ніж   | с                                       | 10  |
| 10. Час безперервної роботи радіометра при живленні від нової батареї з двох гальванічних елементів ємністю 3000 <i>мА·год</i> за умов нормального фонового випромінювання та вимкненої підсвітки шкали, не менше ніж | год                                     | 2500  |
| 11. Нестабільність показів радіометра за час неперервної роботи 6 годин, не більше ніж  | %                                       | 10  |
| 12. Номінальна напруга живлення радіометра від двох гальванічних елементів типорозміру AA   | V                                       | 3,0   |
| 13. Струм споживання радіометра за номінальної напруги 3,0 V за умов нормального фонового випромінювання та вимкненої підсвітки шкали, не більше ніж  | мА                                      | 1   |

| 1   | 2   | 3         |
|---|-----|-----------|
| 14. Границя допустимої додаткової похибки при вимірюванні, що викликана відхиленнями напруги живлення від номінального значення в діапазоні від 3,2 В до 2,4 В, для всіх фізичних величин, які вимірюються                | %   | ±5        |
| 15. Границя допустимої додаткової похибки при вимірюванні, що викликана зміною температури навколишнього середовища від мінус 20 °С до +50 °С, на кожен 1 °С відхилю від 20 °С для всіх фізичних величин, які вимірюються | %   | ±0,5      |
| 16. Середній ресурс радіометра до першого капітального ремонту, не менше ніж  | год | 10000     |
| 17. Середній строк служби радіометра, не менше ніж  | рік | 6         |
| 18. Габаритні розміри радіометра, не більше ніж   | мм  | 220×80×35 |
| 19. Маса радіометра   | кг  | 0,3       |
| 20. Маса радіометра в пакуванні   | кг  | 0,4       |

### 5.3. Дозиметр-радіометр універсальний МКС-У

Дозиметр-радіометр універсальний МКС-У (надалі дозиметр) призначений для вимірювання еквівалентної дози (ЕД) і потужності еквівалентної дози (ПЕД) гамма- та рентгенівського випромінювань (надалі – фотонного іонізуючого випромінювання), а також поверхневої густини потоку бета-частинок [66].

Дозиметр використовується в системі радіаційного контролю України, зокрема: у підрозділах радіохімічної розвідки цивільної оборони, у Збройних силах, у службах дозиметричного контролю атомної енергетики, в медицині, в ядерній фізиці.

Відповідно до структурної схеми, яку наведено на рис. 5.6, дозиметр складається з пульта, фотобатарей (ФБ), виносного детектора гамма-випромінювання (ВД), блока живлення (БЖ) і телефонів (Т).



Рис. 5.5. Дозиметр-радіометр універсальний МКС-У

Пульт призначено для управління режимами роботи дозиметра, обробки інформації від детекторів і блоків детектування, відображення отриманої під час вимірювання інформації, звукової сигналізації та енергозабезпечення.

Пульт складається з пристрою управління та індикації (ПУІ), вбудованого детектора дози оператора (ВДД), пристрою енергозабезпечення (ПЕЗ), комбінованого блока детектування (КБД) та батареї акумуляторної (БА).

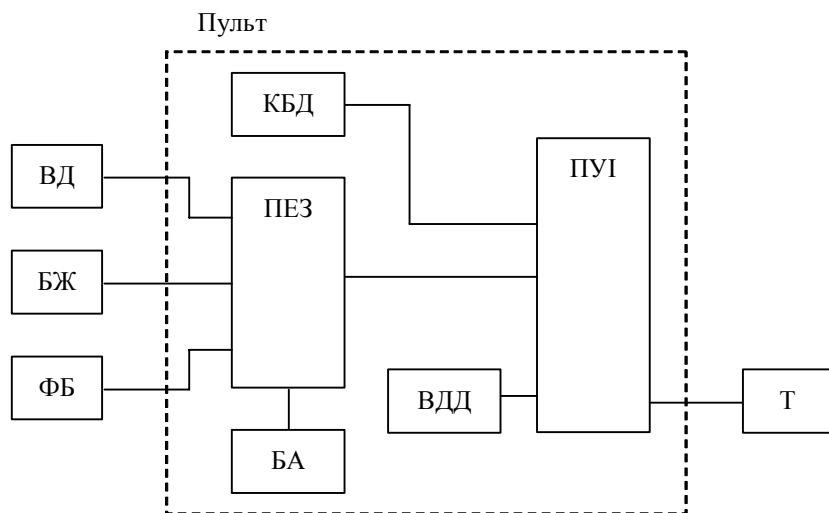


Рис. 5.6. Структура схема дозиметра-радіометра універсального МКС-У

Структурну схему пристрою управління та індикації (ПУІ) наведено на рис. 5.7. ПУІ складається зі схеми цифрової обробки (СЦО), рідкокристалічного індикатора (РІ), зумера (ЗМ) і кнопок УВМК, РЕЖИМ, “ $\gamma/\beta$ ”, СВІТЛО.

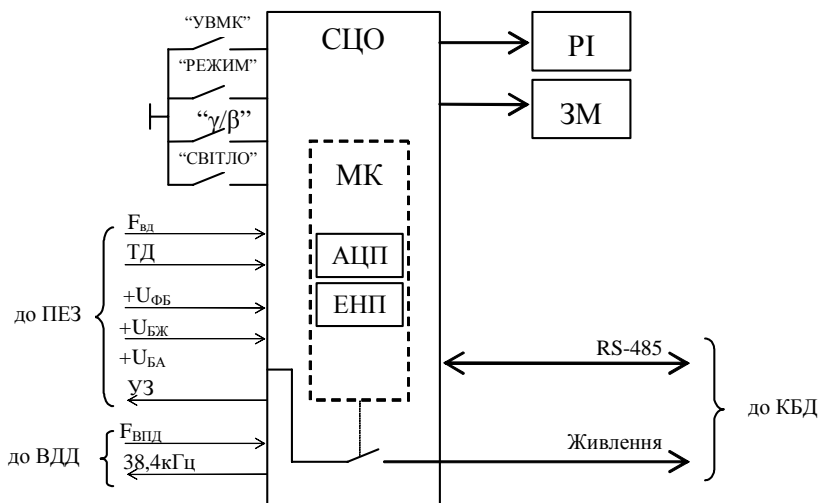


Рис. 5.7. Структурна схема пристрою управління та індикації

СЦО побудований на основі 16-розрядного RISC мікроконтролера (МК) і виконує функції:

- управління режимами роботи дозиметра за допомогою кнопок УВМК, РЕЖИМ, “ $\gamma/\beta$ ”, СВІТЛО;
- масштабування і лінеаризації лічильної характеристики ВДД;
- вимірювання ЕД фотонного іонізуючого випромінювання за допомогою вимірювання загальної кількості імпульсів, що надходять з виходу ВДД;
- вимірювання ПЕД фотонного іонізуючого випромінювання за допомогою вимірювання середньої частоти імпульсів, що надходять з виходу перетворювача струм-частота ВД;
- отримання від КБД результатів вимірювань ПЕД гамма-випромінювання або поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання;
- відображення результатів вимірювань за допомогою рідкокристалічного індикатора;
- звукової сигналізації;

- збереження в енергонезалежній пам'яті результатів вимірювань та калібрувальних коефіцієнтів;
- передавання результатів вимірювань через інфрачервоний порт у персональний комп'ютер (ПК);
- управління заряджанням батареї акумуляторів.

Пристрій енергозабезпечення (рис. 5.8) призначено для заряджання батареї акумуляторної, перетворення струму від ВД на частоту та формування необхідних напруг живлення.

Пристрій енергозабезпечення складається із зарядного пристрою (ЗП), перетворювача струм-частота (ПСЧ) та формувача напруг імпульсного (ФНІ). ПСЧ призначений для перетворення струму ВД на частоту імпульсів, яка пропорційна до струму, для подальшого вимірювання ПЕД гамма-випромінювання. ФНІ забезпечує формування напруг, які необхідні для живлення ПСЧ.

ЗП забезпечує заряджання батареї акумуляторів від фотобатареї або блока живлення. ЗП складається з обмежувача напруги фотобатареї та двох джерел струму, які керуються від СЦО.

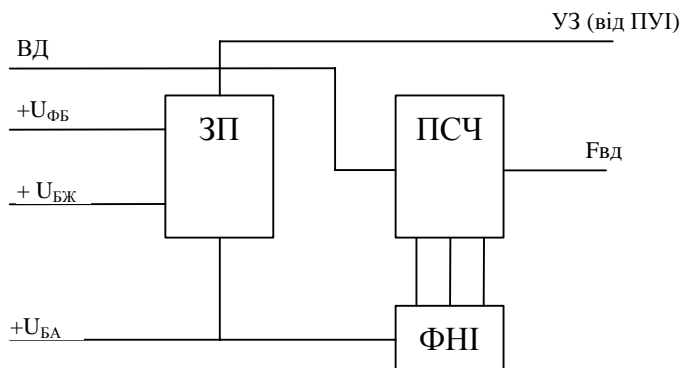


Рис. 5.8. Структурна схема пристрою енергозабезпечення

Вбудований детектор дози оператора (ВДД) призначено для вимірювання ЕД оператора. Структурна схема ВДД наведена на рис. 5.9. ВДД складається з формувача анодної напруги (ФАН), детектора гамма-випромінювання (Д) та схеми управління детектором (СУД). Як детектор Д застосовується газорозрядний лічильник типу СБМ-21. Також на платі ВДД розміщено вузол інфрачервоного порту (ІЧП).

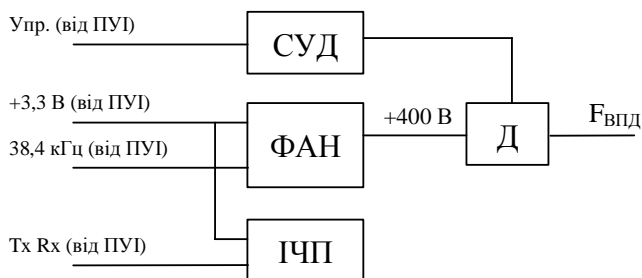


Рис. 5.9. Структурна схема вбудованого детектора дози оператора

Комбінований блок детектування (КБД) призначено для вимірювання ПЕД гамма-випромінювання та поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання. У КБД відбувається завершений процес вимірювання. Результати вимірювань КБД передає у пульт по інтерфейсу RS-485.

По цьому самому інтерфейсу КБД приймає від пульта команди та калібрувальні коефіцієнти.

КБД (рис. 5.10) складається з пристрою детектування гамма-випромінювання, пристрою детектування бета-частинок та схеми цифрової обробки (СЦО). СЦО побудована на основі 16-розрядного RISC мікроконтролера і керує роботою обох пристроїв детектування. Конструктивно елементи СЦО розміщено на друкованій платі блока детектування гамма-випромінювання.

Пристрій детектування гамма-випромінювання складається з високочутливого детектора (ВД), низькочутливого детектора (НД), схем управління детекторами (СУД1, СУД2) та формувачів анодних напруг (ФАН1, ФАН2) для живлення детекторів. Як високочутливий детектор застосовується газорозрядний лічильник типу СБМ-20-1, як низькочутливий – СИ ЗБГ. Схеми управління детекторами призначені для нормування мертвого часу лічильників, що дає змогу лінеаризувати їхню лічильну характеристику.

Пристрій детектування бета-частинок складається з формувача напруг (ФН), підсилювача (П) і детектора бета-частинок (ДБЧ). До складу ФН входять лінійний стабілізатор напруги  $+5\text{ В}$  для живлення підсилювача та імпульсний формувач напруги зміщення детектора  $+25\text{ В}$ . Підсилювач побудовано за схемою імпульсного підсилювача з польовим транзистором на вході. Функцію детектора бета-частинок виконує планарний кремнієвий детектор із площею робочої поверхні  $1\text{ см}^2$ .



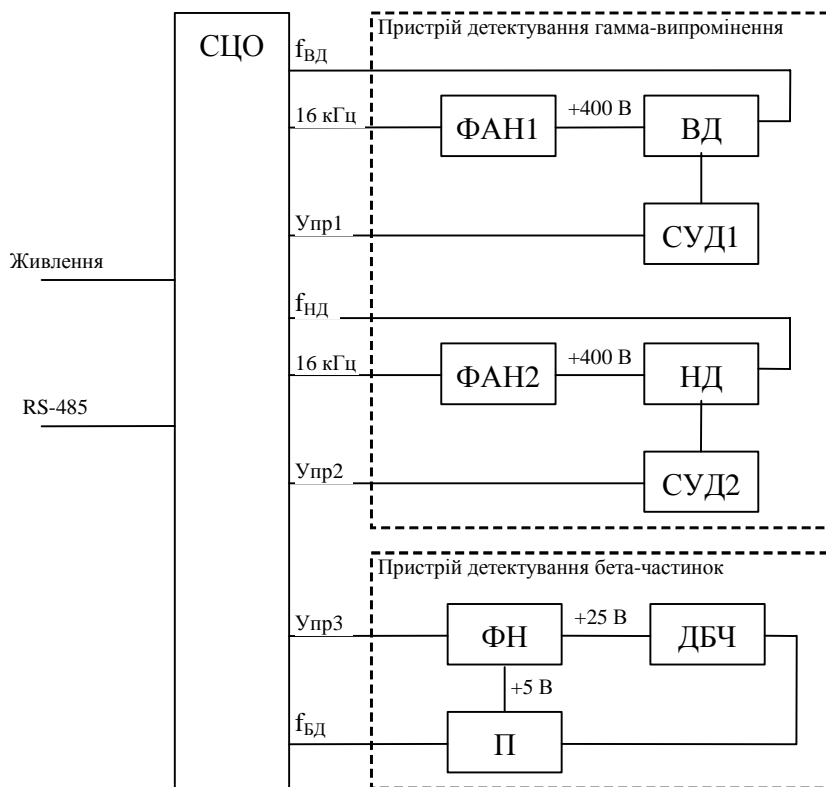


Рис. 5.10. Структурна схема комбінованого блока детектування

Якщо працює один із пристроїв детектування, другий завжди перебуває в неактивному стані (режимі мікроспоживання). Це дає можливість зменшити загальний струм споживання КБД.

Виносний детектор гамма-випромінювання призначено для вимірювання середнього і високого рівнів ПЕД гамма-випромінювання.

Виносний детектор гамма-випромінювання скінтиелектронного типу (детектор типу “СЕЛДГ”) побудовано на основі скінтиляційного кристала CsJ і напівпровідникового фотодіода. Між фотодіодом і скінтилятором забезпечено оптичний контакт. Принцип дії детектора полягає в генерації фотоструму фотодіодом внаслідок скінтиляцій у кристалі CsJ під час його опромінювання. Струм на виході детектора є пропорційним до інтенсивності й енергії гамма-випромінювання, яке потрапляє в детектор.

Фотобатарею призначено для заряджання акумуляторної батареї та живлення дозиметра в польових умовах.

Фотобатарея виконана у вигляді батареї послідовно і паралельно з'єднаних кремнієвих фотоелементів, розташованих на загальній підкладці та розміщених у герметичному корпусі з прозорим вікном.

Робота фотобатареї ґрунтується на генерації фотоструму у фотоелементах під дією сонячного світла. Послідовне з'єднання фотоелементів забезпечує необхідний рівень напруги на навантаженні, а паралельне – необхідну силу струму.

Фотобатарея забезпечує при прямому сонячному освітленні (спектральні умови АМ 1,5) струм не менше ніж  $75 \text{ мА}$  за напруги  $7,5 \text{ В}$ , що дає можливість здійснювати підзарядку акумуляторної батареї і живити дозиметр.

Блок живлення призначено для заряджання батареї акумуляторів, а також для живлення дозиметра під час роботи в діапазоні температур від мінус 21 до мінус 40 °С. Блок живлення побудовано за класичною схемою трансформаторного зниження напруги  $220 \text{ В}$  промислової мережі змінного струму частотою  $50 \text{ Гц}$  до рівня  $15 \text{ В}$  з подальшим випрямленням, фільтрацією і стабілізацією вихідної напруги  $+12 \text{ В}$ . Модель блока живлення в комплекті постачання дозиметра не регламентується, оскільки належить до покупних комплектувальних виробів з можливим вибором аналогів. Основні електричні параметри: вихідна напруга  $(12 \pm 1,2) \text{ В}$ ; вихідний струм не менше за  $500 \text{ мА}$ .

Телефон призначено для звукової сигналізації інтенсивності радіаційного випромінювання в умовах високого рівня акустичних шумів. Звуковий сигнал для телефону формує пристрій управління та індикації в пульті дозиметра.

Розглянемо роботу дозиметра.

Після встановлення у відсік живлення пульта батареї акумуляторів дозиметр вмикається в режимі очікування. У цьому режимі струм споживання становить декілька десятків мікроампер.

Робота дозиметра починається з короткочасного натискання кнопки УВМК. СЦО пристрою управління та індикації (ПУІ) входить в активний режим та починає перевіряти наявність під'єданого ВД. Ця перевірка виконується протягом 1 с. Якщо ВД не під'єднано, то СЦО ПУІ подає живлення на КБД та передає в КБД команду на

увімкнення в режим вимірювання ПЕД гамма-випромінювання. Результати вимірювань ПЕД формуються безпосередньо в КБД і передаються в пульт з частотою 0,5 Гц. СЦО пульта приймає ці результати та відображає їх на рідкокристалічному індикаторі.

Під час натискання кнопки “ $\gamma/\beta$ ” на пульті СЦО ПУІ передає в КБД команду на увімкнення в режим вимірювання поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання. Результати вимірювань поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання формуються безпосередньо в КБД та передаються в пульт з частотою 0,5 Гц.

Після під’єднання виносного детектора (ВД), СЦО ПУІ відмикає живлення КБД та запускає ФНІ, що входить до складу пристрою енергозабезпечення (рис. 5.8). Починає працювати ПСЧ, який перетворює вихідний струм ВД на напругу, а потім на частоту імпульсів. СЦО ПУІ вимірює середню частоту цих імпульсів та переводить її за допомогою калібрувальних коефіцієнтів в ПЕД гамма-випромінювання, виражену в  $Zv/год$ . Час вимірювання становить  $T_B = 1 c$ .

Відразу після увімкнення, незалежно від режиму роботи, дозиметр починає вимірювати ЕД гамма-випромінювання і припиняє вимірювання тільки після вимкнення. Вимірювання ЕД відбувається за допомогою вбудованого у пульт детектора дози оператора (ВДД) (рис. 5.9). Під управлінням СЦО ПУІ у ВДД починається формування напруги 400 В, яка подається на анод лічильника Гейгера–Мюллера. У результаті опромінювання лічильника, на виході ВДД формується потік імпульсів. СЦО ПУІ неперервно реєструє ці імпульси, нормує мертвий час ВДД (див. п. 3.4) та компенсує втрачену за цей час кількість імпульсів. За допомогою калібрувальних коефіцієнтів СЦО ПУІ переводить загальну кількість імпульсів у ЕД гамма-випромінювання, виражену в  $Zv$ .

Незалежно від того, в якому стані – в активному чи в стані мікроспоживання, перебуває СЦО, ПУІ неперервно аналізує наявність напруги +12 В від блока живлення (БЖ) або напруги від фотобатарей (ФБ) на вході зарядного пристрою (ЗП). ЗП входить до складу пристрою енергозабезпечення (ПЕЗ) (рис. 5.8).

З появою напруги +12 В СЦО ПУІ переходить в активний режим та починає заряджання батареї акумуляторів (БА). Управ-

ління заряджанням СЦО ПУІ виконує за допомогою двох джерел струму, які входять до складу ЗП. Під час заряджання відбувається постійний контроль напруги БА. Напряга БА контролюється за допомогою 12-розрядного АЦП, який входить до складу СЦО ПУІ. Індикація заряджання відбувається за допомогою двох світлодіодів: ЗАРЯД та КІНЕЦЬ ЗАРЯДУ.

Заряджання БА від ФБ виконується за допомогою обмежувача напруги фотобатарей, який входить в ЗП. СЦО ПУІ не керує цим процесом, а лише показує наявність або відсутність заряджання за допомогою світлодіодів ЗАРЯД та КІНЕЦЬ ЗАРЯДУ.

КБД працює так.

Після подавання напруги живлення КБД (рис. 5.10) переходить в режим мікроспоживання. У цьому режимі КБД очікує від пульта команду на перехід в режим вимірювання ПЕД гамма-випромінювання або в режим вимірювання поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання.

За командою від пульта на перехід у режим вимірювання ПЕД гамма-випромінювання, СЦО за допомогою ФАН2 починає формування анодної напруги 400 В для НД. У результаті опромінювання НД на виході НД формується потік імпульсів з частотою, пропорційною до ПЕД гамма-випромінювання, що реєструє НД. За допомогою СУД2 СЦО нормує мертвий час НД, компенсує втрачену кількість імпульсів та вимірює середню частоту імпульсного потоку. За допомогою калібрувальних коефіцієнтів СЦО переводить частоту в ПЕД гамма-випромінювання, виражену в  $Zв/год$ . Залежно від ПЕД автоматично вибирається час інтегрування, достатній для того, щоб забезпечити статистичну похибку вимірювання, меншу, ніж допустима відносна основна похибка, що зазначена в табл. 5.3. Паралельно СЦО вимірює середню частоту імпульсів від НД за інтервал часу  $1\ c$  та на підставі її значення приймає рішення про можливість подальшої роботи з НД або про необхідність перемикавання на роботу з ВД. Такий аналіз виконується постійно з періодом  $1\ c$ .

За необхідності перемикавання на роботу з ВД СЦО припиняє формування анодної напруги для НД й обробку потоку імпульсів від нього та починає роботу з ВД. Робота з ВД відбувається аналогічно до роботи з НД. Але тепер рішення про необхідність перемикавання на

роботу з НД приймається на основі значення середньої частоти імпульсів від ВД, що вимірюється з періодом  $0,25\text{ с}$  за інтервал часу  $0,25\text{ с}$ .

Перемикання між низькочутливим і високочутливим каналами і нормування мертвого часу детекторів КБД реалізуються на основі структур і алгоритмів, наведених в п.п. 3.2 і 3.4 роботи відповідно.

У режимі вимірювання поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання СЦО формує команду на увімкнення пристрою детектування бета-частинок. Починає працювати ФН, що формує напругу  $+5\text{ В}$  для живлення підсилювача, та напругу  $+25\text{ В}$  – напругу зміщення ДБЧ. У результаті під час опромінення ДБЧ на виході підсилювача П формується потік імпульсів з частотою, пропорційною до поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання, які реєструє ДБЧ. СЦО вимірює середню частоту імпульсів цього потоку та за допомогою калібрувальних коефіцієнтів переводить її в поверхневу густину потоку, виражену в  $10^3\text{ част.}/(\text{см}^2\cdot\text{хв})$ . Залежно від поверхневої густини потоку автоматично вибирається час інтегрування, достатній для того, щоб забезпечити статистичну похибку вимірювання, меншу, ніж допустима відносна основна похибка.

Вимірювання ПЕД гамма-випромінювання і поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання здійснюється в СЦО на підставі процедур, основою яких є алгоритми, описані в п.п. 4.2, 4.3. Для обох типів випромінювання ЧПРВ вибрано таким, що дорівнює  $T_{\phi} = 2\text{ с}$ , а максимальний час, упродовж якого відбувається усереднення (інтегрування) часткових результатів вимірювання, для гамма-випромінювання становить  $T_{B_{\max}} = 70\text{ с}$ , а для бета-випромінювання –  $T_{B_{\max}} = 2\text{ хв}$ . За значних відхилень поточних результатів часткових вимірювань від попередніх відбувається обнулення історії усереднення, тобто перехід до початкового моменту часу (п. 4.3). Значення величин мертвого часу і чутливості ДД враховуються при налагодженні ДП внесенням відповідних коефіцієнтів в формули, за якими виконуються обчислення результатів вимірювань (мертвий час ДД бета-випромінювання не враховується, оскільки він є достатньо малим – близько  $5\text{ мкс}$ ).

У табл. 5.3 наведено технічні характеристики дозиметра-радіометра універсального МКС-У.

Таблиця 5.3

## Технічні характеристики МКС-У

| Назва  | Одиниця вимірювання | Нормовані значення за ТУ  |
|--|---------------------|---|
| 1  | 2                   | 3   |
| Діапазон вимірювань ПЕД фотонного іонізуючого випромінювання за допомогою КБД  | <i>мкЗв/год</i>     | $10^{-1} - 10^7$  |
| Границі допустимої відносної основної похибки при вимірюванні ПЕД за допомогою КБД при градуванні за $^{137}\text{Cs}$ з довірчою імовірністю 0,95   | %                   | $\pm(15+2/P)$ ,<br>де P – числове значення вимірної ПЕД, виражене в мкЗв/год  |
| Діапазон вимірювань ПЕД фотонного іонізуючого випромінювання за допомогою ВД   | <i>Зв/год</i>       | $10^{-2} - 100$   |
| Границі допустимої відносної основної похибки при вимірюванні ПЕД за допомогою ВД при градуванні за $^{137}\text{Cs}$ з довірчою імовірністю 0,95  | %                   | $\pm(15+200/P)$ ,<br>де P – числове значення вимірної ПЕД, виражене в мЗв/год |
| Діапазон вимірювань ЕД фотонного іонізуючого випромінювання за допомогою ВДД   | <i>мЗв</i>          | 0,001 – 9999  |
| Границі допустимої відносної основної похибки при вимірюванні ЕД за допомогою ВДД при градуванні за $^{137}\text{Cs}$ з довірчою імовірністю 0,95  | %                   | $\pm 15$  |
| Діапазон енергій фотонного іонізуючого випромінювання, що реєструється   | <i>МеВ</i>          | 0,05 – 3,00   |
| Енергетична залежність показів дозиметра при вимірюванні фотонного іонізуючого випромінювання:<br>– для КБД і ВДД в енергетичному діапазоні від 0,05 до 1,25 <i>МеВ</i> ;<br>– для ВД в енергетичному діапазоні від 0,662 до 1,25 <i>МеВ</i> | %                   | $\pm 25$<br><br>від –50 до +30  |

Продовження табл. 5.3

| 1   | 2   | 3  |
|---|---|--|
| Анізотропія КБД, ВДД і ВД гамма-випромінювання:<br>– для $^{137}\text{Cs}$ і $^{60}\text{Co}$ (при падінні гамма-квантів в тілесному куті $\pm 60^\circ$ відносно основного напрямку вимірювання, позначеного символом “+”);<br>– для $^{241}\text{Am}$ (при падінні гамма-квантів у тілесному куті $\pm 60^\circ$ відносно основного напрямку вимірювання, позначеного символом “+”) | %   | $\pm 30$<br><br>$\pm 75$   |
| Діапазон вимірювань поверхневої густини потоку бета-частинок за допомогою КБД   | <i>част./(<math>\text{см}^2 \cdot \text{хв}</math>)</i> | $10 - 2 \cdot 10^5$  |
| Границі допустимої відносної основної похибки при вимірюванні поверхневої густини потоку бета-частинок за допомогою КБД при градуванні за $^{90}\text{Sr} + ^{90}\text{Y}$ з довірчою імовірністю 0,95  | %   | $\pm(20+200/B)$ ,<br>де $B$ – числове значення вимірної густини потоку, виражене в <i>част./(<math>\text{см}^2 \cdot \text{хв}</math>)</i> |
| Діапазон енергій бета-частинок, що реєструються   | <i>MeV</i>  | 0,3 – 3,0  |
| Діапазон вимірювань часу накопичення ЕД оператором з дискретністю вимірювання 1 хв  | <i>год</i>  | 48   |
| Границі допустимої абсолютної похибки при вимірюванні часу накопичення ЕД оператором за 48 годин  | <i>хв</i>   | $\pm 1$  |
| Напруга живлення дозиметра від батареї з п'яти нікель-кадмієвих акумуляторів типорозміру АА   | <i>B</i>  | 6,0  |
| Границі допустимої додаткової похибки при вимірюванні, що викликана зміною напруги живлення від 5,4 до 6,6 <i>B</i> , для всіх вимірюваних фізичних величин   | %   | $\pm 5$  |

## 5.4. Дозиметр-радіометр гамма-бета-випромінювань пошуковий МКС-07 “ПОШУК”

Дозиметр-радіометр гамма-бета-випромінювань пошуковий МКС-07 “ПОШУК” (надалі дозиметр) призначено для вимірювання амбієнтного еквівалента дози (ЕД) і потужності амбієнтного еквівалента дози (ПЕД) гамма- та рентгенівського випромінювань (надалі фотонного іонізуючого випромінювання), а також поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання.

Дозиметр використовується для дозиметричного і радіометричного контролю на промислових підприємствах, атомних електростанціях, в науково-дослідницьких організаціях; для контролю радіаційної чистоти житлових приміщень, будівель і споруд, території, що до них прилягає, предметів побуту, одягу, поверхні ґрунту на присадибних ділянках, транспортних засобів.



*Рис. 5.11. Дозиметр-радіометр гамма-бета-випромінювань пошуковий МКС-07 “ПОШУК”*

Структурну схему дозиметра зображено на рис. 5.12. До його складу входять: батарея акумуляторна БА, блок обробки інформації БОІ, вносні блоки детектування гамма-випромінювання БДБГ-07 та бета-частинок БДИБ-07.

До складу БОІ входять: вмонтований детектор гамма-випромінювання дози оператора ВД, нормуючий пристрій НП, схема увімкнення дозиметра СУ, стабілізатор напруги живлення схеми цифрової обробки СН1, стабілізатор напруги живлення вносних блоків детектування СН2, формувач анодної напруги вмонтованого детектора ФН, генератор еталонної частоти ГЕЧ, схема цифрової обробки СЦО, цифровий рідкокристалічний індикатор ЦІ, кнопки УВМК, ШКАЛА, ДОЗА, ПОРІГ, ТОЧНО, ПАМ’ЯТЬ, гучномовець ГМ.



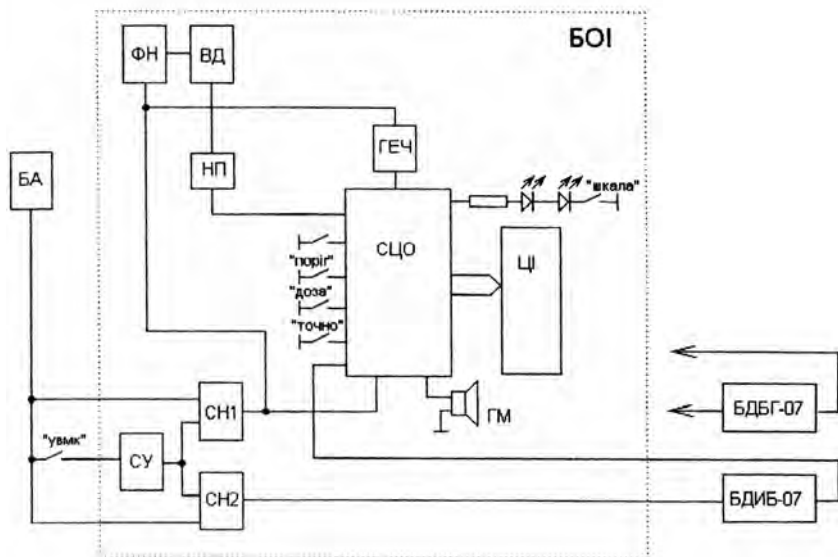


Рис. 5.12. Структурна схема дозиметра-радіометра гамма-бета-випромінювань пошукового МКС-07 "ПОШУК"

Увімкнення живлення дозиметра здійснюється натисканням і утриманням протягом 4 с кнопки УВМК. Напруга живлення з БА подається на вхід схеми увімкнення СУ дозиметра, що викликає перехід стабілізаторів напруги СН1 та СН2 в активний стан. Стабілізована напруга живлення від стабілізатора СН1 подається до вузлів БОІ, а від стабілізатора СН2 – до виносних блоків детектування.

Вимикають живлення дозиметра повторним натисканням і утриманням в натиснутому стані упродовж 4 с кнопки УВМК.

Вимірювання ПЕД фотонного іонізуючого випромінювання чи поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання (залежно від того, який виносний блок детектування під'єднано до пульта) здійснюється автоматично відразу після увімкнення дозиметра. Імпульсні сигнали подаються на вхід СЦО. Залежно від інтенсивності вхідного імпульсного потоку та режиму роботи дозиметра СЦО автоматично вибирає інтервал та діапазон вимірювань. Масштабування вхідного імпульсного потоку здійснюється СЦО за допомогою керуючого паралельного двійково-десятькового коду, записаного в енергонезалежній пам'яті.

Вимірювання ПЕД гамма-випромінювання і поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання здійснюється в СЦО за процедурами, основою яких є алгоритми, описані в п.п. 4.2, 4.3. Для обох типів випромінювання ЧПРВ вибрано таким, що дорівнює  $T_{\Phi} = 2 \text{ с}$ , а максимальний час, упродовж якого відбувається усереднення часткових результатів вимірювання  $T_{B_{\max}} = 8 \text{ с}$ . За значних відхилень поточних результатів часткових вимірювань від попередніх відбувається обнулення історії усереднення, тобто перехід до початкового моменту часу (п. 4.3). Значення величин мертвого часу і чутливості ДД враховуються при налагодженні ДП внесенням відповідних коефіцієнтів в формули, за якими виконуються обчислення результатів вимірювань.

Результати вимірювань виводяться на ЦІ залежно від вибраного користувачем режиму роботи дозиметра.

Рестрація гамма-квантів чи бета-частинок супроводжується звуковою сигналізацією, що забезпечується СЦО та гучномовцем ГМ.

Вимірювання ЕД фотонного іонізуючого випромінювання здійснюється відразу з моменту увімкнення дозиметра, а результат вимірювання виводиться на ЦІ на момент утримування в натиснутому стані кнопки ДОЗА. Діапазон вимірювань при цьому вибирає СЦО автоматично. Масштабування вхідного імпульсного потоку від вмонтованого детектора виконує СЦО за допомогою керуючого паралельного двійково-десятькового коду, записаного в енергонезалежній пам'яті.

Програмування порогових рівнів здійснюється за допомогою кнопок ТОЧНО та ПОРІГ. Перевищення результату виміру над пороговим рівнем супроводжується двотональною звуковою сигналізацією та періодичним миганням ЦІ.

Структурну схему блока детектування гамма-випромінювання БДБГ-07 зображено на рис. 5.13. До його складу входять: група з восьми газорозрядних детекторів типу СБМ-20-1 високочутливого каналу ДВК, газорозрядний детектор типу СИЗБГМ низькочутливого каналу ДНК, формувачі анодної напруги ФАН1 та ФАН2, нормуючий пристрій високочутливого каналу НПВ, нормуючий пристрій низькочутливого каналу НПН, цифрова схема компенсації динамічних характеристик детекторів СКХ. Перемикання між низькочутливим і високочутливим каналами і нормування мертвого часу детекторів реалізуються на основі структур і алгоритмів, наведених в п.п. 3.2 і 3.4 роботи відповідно. У СКХ здійснюється відновлення вихідного імпульсного потоку детекторів за принципом, описаним в п. 3.3.

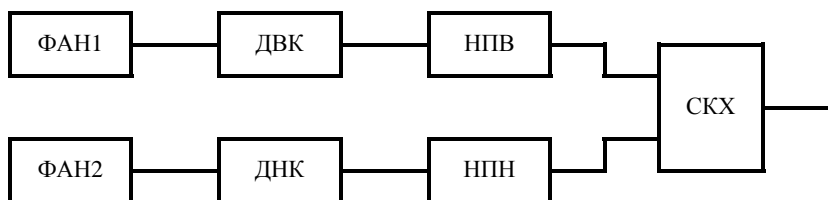


Рис. 5.13. Структурна схема блока детектування гамма-випромінювання БДБГ-07

Структурну схему блока детектування бета-частинок БДИБ-07 зображено на рис. 5.14. До складу входять: низькофоновий торцевий газорозрядний бета-детектор типу СБТ-10А БД, формувач анодної напруги ФАН, нормуючий пристрій НП, цифрова схема компенсації динамічної характеристики детектора СКХ, що працює за алгоритмом відновлення вихідного імпульсного потоку детектора (п. 3.3).

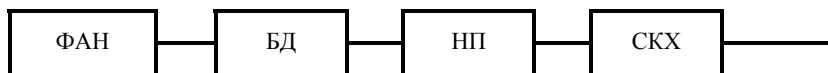


Рис. 5.14. Структурна схема блока детектування бета-частинок БДИБ-07

У табл. 5.4 наведено технічні характеристики дозиметра-радіометра гамма-бета-випромінювань пошукового МКС-07 “ПОШУК”.

Таблиця 5.4

### Технічні характеристики МКС-07 “ПОШУК”

| Назва параметра  | Нормовані значення за ТУ | Фактичні дані  |
|--|--------------------------|--|
| 1  | 2                        | 3  |
| Діапазон вимірювань потужності амбієнтного еквівалента дози фотонного іонізуючого випромінювання   | мкЗв/год                 | 0,1 – 2,0·10 <sup>6</sup>  |
| Границя допустимої відносної основної похибки при вимірюванні ПЕД з довірчою імовірністю 0,95:<br>– у режимі точного вимірювання;<br>– у пошуковому режимі | %                        | $15 + \frac{2}{\dot{N}^*(10)}$ $25 + \frac{2}{\dot{N}^*(10)},$ <p>де <math>\dot{N}^*(10)</math> –числове значення виміряної ПЕД, еквівалентне мкЗв/год</p> |

Продовження табл. 5.4

| 1  | 2                                | 3  |
|--|----------------------------------|--|
| Діапазон вимірювань амб'єнтного еквівалента дози фотонного іонізуючого випромінювання  | <i>мЗв</i>                       | 0,001 – 9999   |
| Границя допустимої відносної основної похибки при вимірюванні ЕД (при ПЕД в межах від 0,1 до $1,0 \cdot 10^4$ <i>мкЗв/год</i> ) з довірчою імовірністю 0,95  | %                                | ±15  |
| Діапазон енергій фотонного іонізуючого випромінювання, що реєструється   | <i>МеВ</i>                       | 0,05 – 3,00  |
| Енергетична залежність показів дозиметра при вимірюванні ПЕД та ЕД фотонного іонізуючого випромінювання у заданому енергетичному діапазоні, не більше ніж  | %                                | ±25  |
| Анізотропія блоків детектування гамма-випромінювання на енергії 0,66 <i>МеВ</i> :<br>– для виносного блока (при падінні гамма-квантів під кутом від 30 до 150° відносно основної площини розташування детекторів), не більше ніж;<br>– для вмонтованого блока, не більше ніж | %                                | ±80<br>±40   |
| Діапазон вимірювань поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання  | <i>част./см<sup>2</sup>·хв</i> ) | 10 – 10 <sup>5</sup>   |
| Границя допустимої відносної основної похибки при вимірюванні поверхневої густини потоку частинок бета-випромінювання з довірчою імовірністю 0,95:<br>– у режимі точного вимірювання;<br>– у пошуковому режимі   | %                                | $15 + \frac{200}{\Phi_{\beta}}$ ,<br>$25 + \frac{200}{\Phi_{\beta}}$ ,<br>де $\Phi_{\beta}$ – числове значення виміряної поверхневої густини потоку, еквівалентне <i>част./см<sup>2</sup>·хв</i> ) |
| Діапазон енергій бета-частинок, що реєструються  | <i>МеВ</i>                       | 0,15 – 3,00  |

Закінчення табл. 5.4

| 1   | 2                                     | 3         |
|---|---------------------------------------|-----------|
| Номинальна напруга живлення дозиметра від акумуляторної батареї з чотирьох акумуляторів типорозміру AA  | <i>B</i>                              | 4,8       |
| Границя допустимої додаткової похибки при вимірюванні, що викликана зміною напруги живлення від 5,2 до 4,2 <i>B</i>   | %                                     | ±5        |
| Границя допустимої додаткової похибки при вимірюванні, що викликана зміною температури навколишнього середовища від мінус 25 до +55 °C  | % на кожні 10 °C відхилення від 20 °C | ±5        |
| Час встановлення робочого режиму дозиметра, не більше ніж   | <i>xв</i>                             | 2         |
| Час безперервної роботи дозиметра при живленні від свіжозарядженої акумуляторної батареї ємністю 900 <i>мА·год</i> за умов нормального фонового випромінювання та вимкненої підсвітки шкали, не менше ніж | <i>год</i>                            | 100       |
| Нестабільність показів дозиметра за час неперервної роботи 6 годин, не більше ніж   | %                                     | ±10       |
| Струм споживання дозиметра при номінальній напрузі живлення 4,8 <i>B</i> і за умов нормального фонового випромінювання та вимкненої підсвітки шкали, не більше ніж  | <i>мА</i>                             | 5         |
| Габаритні розміри пульта дозиметра, не більше ніж   | <i>мм</i>                             | 86x35x154 |
| Габаритні розміри виносного блока детектування гамма-випромінювання, не більше ніж  | <i>мм</i>                             | 80x36x214 |
| Габаритні розміри виносного блока детектування бета-частинок, не більше ніж   | <i>мм</i>                             | 82x43x154 |
| Маса пульта дозиметра, не більше  | <i>кг</i>                             | 0,5       |
| Маса виносного блока детектування гамма-випромінювання, не більше ніж   | <i>кг</i>                             | 0,6       |
| Маса виносного блока детектування бета-частинок, не більше ніж  | <i>кг</i>                             | 0,5       |

## 5.5. Дозиметр гамма-випромінювання індивідуальний ДКГ-21

Дозиметр призначено для вимірювання індивідуального еквівалента дози  $H_p(10)$  (надалі – ЕД) та потужності індивідуального еквівалента дози  $H_p(10)$  (надалі – ПЕД) гамма-випромінювання (рис. 5.15).



Рис. 5.15. Дозиметр гамма-випромінювання індивідуальний ДКГ-21

Дозиметр може використовуватися на підприємствах та в установах, де ведуться роботи з джерелами гамма-випромінювання.

За структурною схемою (рис. 5.16) дозиметр складається з батареї елементів живлення (БЕЖ), кнопок управління РЕЖИМ та ПОРІГ, схеми цифрової обробки та управління (СЦО), формувача анодної напруги для детектора іонізуючих випромінювань (ФАН), схеми управління детектором (СУД), енергонезалежної пам'яті (ЕНП), схеми інфрачервоного порту (СІЧП), гучномовця (ГМ) та цифрового рідкокристалічного індикатора ЦРІ.

Кнопки РЕЖИМ та ПОРІГ слугують для увімкнення дозиметра, завдання відповідного режиму роботи та програмування порогових рівнів спрацьовування звукової сигналізації.

СЦО реалізована на базі спецпроцесора, слугує для управління режимами роботи дозиметра, управління формувачем анодної напруги, цифрової обробки імпульсних послідовностей з детектора іонізуючих випромінювань, формування сигналів, що управляють ЦРІ, а також висвічування ознак режимів вимірювання.

ФАН, збудований за схемою очікуючого мультівібратора з трансформаторним помноженням напруги, слугує для формування анодної напруги + 400 В, необхідної для роботи детектора іонізуючих випромінювань.

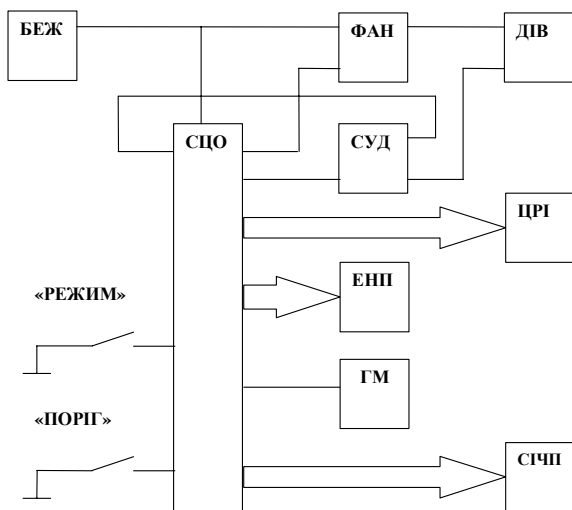


Рис. 5.16. Структурна схема дозиметра гамма-випромінювання індивідуального ДКГ-21

СУД, виконана на основі ряду комутуючих та нормуючих елементів, слугує для нормування мертвого часу детектора.

ЕНП, реалізована на основі EEPROM, призначена для запису історії доз та часу.

Як ГМ використано п'єзоакустичний перетворювач, який слугує для звукової сигналізації при перевищенні запрограмованих порогових рівнів ПЕД чи ЕД гамма-випромінювання, а також при спрацьовуванні будильника.

Детектором іонізуючих випромінювань (ДІВ) слугує енергокомпенсований газорозрядний лічильник Гейгера–Мюллера типу СБМ-21. Його призначено для детектування гамма-випромінювання, параметри якого вимірюються дозиметром.

ЦРІ є чотирирозрядним індикатором мультиплексного типу і здійснює візуалізацію результатів вимірювань у різних режимах роботи дозиметра.

Дозиметр працює так.

У вимкненому стані схема дозиметра перебуває у режимі мікроспоживання (одиниці  $\mu A$ ), в якому підтримується лише відлік реального часу процесором.

При короткочасному натисканні кнопки РЕЖИМ процесор переходить в активний стан і видає сигнали управління для ФАН,

який починає формувати напругу 400 В для роботи лічильника СБМ-21. Одночасно процесор вмикається в пріоритетний режим вимірювання ПЕД гамма-випромінювання, про що свідчить символ розмірності “ $\mu\text{Sv/h}$ ” на ЦРІ. Оцінюючи інтенсивність імпульсного потоку з лічильника Гейгера–Мюллера, процесор автоматично задає інтервал та піддіапазон вимірювання. За допомогою СУД процесор з високою точністю нормує тривалість мертвого часу при кожному спрацьовуванні лічильника (див. п. 3.4), що дає змогу враховувати його у застосованому алгоритмі обробки імпульсного потоку для лінеаризації лічильної характеристики та розширення динамічного діапазону лічильника СБМ-21. Вимірювання ПЕД гамма-випромінювання здійснюється в СЦО на основі процедур, які ґрунтуються на алгоритмах, описаних у п.п. 4.2, 4.3.

Послідовним короткочасним натисканням кнопки РЕЖИМ забезпечується вибір відповідних режимів роботи дозиметра. Кожен раз процесор ініціює висвічування ознак відповідності інформації у вигляді відповідних символів на ЦРІ. За допомогою натискання кнопки ПОРІГ у відповідному режимі вимірювання процесор переводиться в режим програмування значень порогових рівнів спрацьовування звукової та світлової сигналізацій або корекції годинника чи встановлення часу будильника.

Вимкнення дозиметра за його автономного використання здійснюється за допомогою натискання та утримання в натиснутому стані кнопки РЕЖИМ більше ніж 4 с.

Основні технічні характеристики дозиметра ДКГ-21 наведено нижче.

1. Діапазон вимірювань ПЕД гамма-випромінювання від  $0,1 \text{ мкЗв/год}$  до  $1,0 \text{ Зв/год}$ .

2. Границя допустимої основної відносної похибки вимірювання ПЕД гамма-випромінювання за довірчої імовірності 0,95:

– у діапазоні ПЕД від  $1,0$  до  $10 \text{ мкЗв/год}$  – 20 %;

– у діапазоні ПЕД від  $10 \text{ мкЗв/год}$  до  $1,0 \text{ Зв/год}$  – 15 %.

3. Діапазон вимірювань ЕД гамма-випромінювання в діапазоні ПЕД від  $0,1 \text{ мкЗв/год}$  до  $1,0 \text{ Зв/год}$  – від 0,001 до 9999 мЗв.

4. Границя допустимої основної відносної похибки вимірювання ЕД гамма-випромінювання в діапазоні ПЕД від  $1,0 \text{ мкЗв/год}$  до  $1,0 \text{ Зв/год}$  у діапазоні ЕД від 0,01 до 9999 мЗв за довірчої імовірності 0,95–15 %.



5. Границя допустимої додаткової відносної похибки результату вимірювання ПЕД і ЕД гамма-випромінювання від зміни температури навколишнього середовища від мінус 10 до 50 °С – 5 % на кожні 10 °С відносно 20 °С.

6. Діапазон енергій гамма-випромінювання, що реєструється, – від 0,05 до 6,00 MeV.

7. Енергетична залежність при вимірюванні ПЕД та ЕД гамма-випромінювання у енергетичному діапазоні від 0,05 до 1,25 MeV – не більше ніж  $\pm 25\%$ .

8. Анізотропія при падінні гамма-квантів у тілесному куті  $\pm 60^\circ$  відносно основного (перпендикулярного до передньої панелі дозиметра) напрямку вимірювань, не більше ніж:

- 15 % – для радіонуклідів  $^{137}\text{Cs}$  та  $^{60}\text{Co}$ ;
- 70 % – для радіонукліда  $^{241}\text{Am}$ .

9. Час установлення робочого режиму при вимірюванні ПЕД, не більше ніж:

- у діапазоні ПЕД від 1,0 мкЗв/год до 10,0 мкЗв/год – 8 хв;
- у діапазоні ПЕД від 10,0 мкЗв/год до 1,0 Зв/год – 2 хв.

10. Час вимірювання ПЕД, не більше ніж:

- у діапазоні ПЕД від 1,0 мкЗв/год до 10,0 мкЗв/год – 10 с;
- у діапазоні ПЕД від 10,0 мкЗв/год до 1,0 Зв/год – 5 с.

11. Мінімальний час вимірювання ЕД, виражений в секундах, не більший від значення, що обчислюється за формулою:

$$t = \frac{7200}{H_p(10)},$$

де  $H_p(10)$  – числове значення ПЕД, виражене в мкЗв/год.

11.1. Для забезпечення основної похибки вимірювання ЕД мінімальний час вимірювання ЕД, виражений в секундах, повинен бути не більшим, ніж значення, розраховане за формулою:

$$t = \left( 60 + \frac{36000}{H_p(10)} \right).$$

12. Час безперервної роботи становить не менше ніж:

- у діапазоні ПЕД від 0,1 до 100 мкЗв/год – 1400 год;
- у діапазоні ПЕД від 100 мкЗв/год до 1,0 мЗв/год – 560 год;
- у діапазоні ПЕД від 1,0 мЗв/год до 10 мЗв/год – 110 год;
- у діапазоні ПЕД від 10 мЗв/год до 1,0 Зв/год – 35 год.

13. Нестабільність показів протягом 8 год безперервної роботи – не більше ніж 5 %.

14. Живлення дозиметра здійснюється від джерела постійного струму напругою від 2,4 до 3,2 В і ємністю 560 мА·год.

*Примітка. Номінальна напруга живлення – 3 В.*

15. Максимальний струм споживання за номінальної напруги становить не більше ніж:

– у діапазоні ПЕД від 0,1 мкЗв/год до 100 мкЗв/год – 0,4 мА;

– у діапазоні ПЕД від 100 мкЗв/год до 1,0 мЗв/год – 1 мА;

– у діапазоні ПЕД від 1,0 мЗв/год до 10 мЗв/год – 5 мА;

– у діапазоні ПЕД від 10 мЗв/год до 1,0 Зв/год – 15 мА.

16. Габаритні розміри – не більше ніж:

– довжина – 90 мм;

– висота – 55 мм;

– товщина – 10 мм.

17. Маса без упаковки – не більше ніж 0,08 кг.

## РОЗДІЛ 6

### НАДІЙНІСТЬ ДОЗИМЕТРИЧНОЇ АПАРАТУРИ

Основним поняттям науки про надійність дозиметричної апаратури (ДА) є відмова – подія, що полягає в порушенні працездатності апаратури. Правильне розуміння причин і фізичної природи відмов, їхніх коректний математичний опис є головними умовами успішного вирішення практичних завдань надійності.

Найпоширенішими в теорії надійності набули імовірнісні моделі відмов, коли визначальною величиною є випадкова величина часу до відмови.

Правильний вибір класу функцій розподілу часу до відмови є найважливішим етапом досліджень цих моделей [67]. Найпростішим є феноменологічний підхід, коли теоретичний закон розподілу встановлюється лише за допомогою аналізу статистичних даних.

Однак послідовнішим, особливо за малої кількості статистичних даних, є підхід до побудови теоретичної моделі відмов, який ґрунтується на аналізі фізичної природи відмов елементів і вузлів та їх причинно-наслідкових зв'язків і впливу на надійність всієї конструкції з подальшою перевіркою статистичними методами.

Розглянемо природу відмов. Поділ відмов апаратури на так звані “раптові” і “поступові” призводить до неоднозначного вибору імовірнісних моделей відмов, які все більш різняться одна від одної [68]. Незважаючи на те, що такий поділ відмов існує практично з початку розвитку теорії надійності, дотепер навіть на інженерному рівні немає такого визначення, яке дало б змогу чітко їх розрізнити. Зазвичай відмова вважається “раптовою”, якщо не встановлено причини відмови, вона пов'язана з грубим порушенням експлуатаційного режиму або наявністю дефекту в апаратурі. У всіх випадках мають на увазі, що відмова виникла в результаті миттєвої зміни спостережуваних параметрів, тобто заперечується існування будь-яких фізичних деградаційних процесів – фактичних причин, що передують появі відмови.

Згадане поширене тлумачення природи “раптових” відмов є достатньо умовним. Виявляється, відмову часто називають “раптовою”

лише тому, що розробники ще не можуть проконтролювати зміни всіх визначальних параметрів, здатних викликати відмову.

Порівняно велика частка раптових відмов стосується елементів електронної техніки, які є елементами ДА, оскільки саме в цих виробках дуже важко виявляти фактичну причину відмови апаратури.

Вищесказане стосується відмов з невстановленою причиною. Інша ж частина відмов, що традиційно належать до “раптових” і зумовлені недотриманням правил і умов експлуатації, а також іншими причинами, які призводять до екстремальних навантажень і в результаті до підвищених швидкостей деградаційних процесів. З цілком незрозумілих причин деякі розробники, прихильники “раптових” відмов, ігнорують зазначені причини. А що, нарешті, розуміти під визначенням “миттєво”? Тривалість руйнування, що становить малі частки секунди, є також скінченним і цілком вимірюваним часом, і в цьому разі, поза сумнівом, відзначається процес, який має відповідні закономірності. Реалізації зміни визначального параметра, що має різке збільшення швидкості, в імовірнісному сенсі, тобто з погляду вимірювання часу досягнення визначальним параметром критичного рівня, є неперервними. Інакше кажучи, подібні реалізації є окремим випадком зміни визначального параметра, що розглядається як випадковий процес.

Отже, фізична природа “раптових” і “поступових” відмов є однаковою – це результат незворотних деградаційних процесів, що відбуваються в ДА під час експлуатації, зберіганні або випробуванні. Тільки у першому випадку процес деградації внаслідок випадкового збігу обставин або відбувається дуже швидко, або неконтрольований визначальний параметр плавно змінюється, що призводить до відмови і до стрибкоподібної зміни контрольованого параметра, і тому сам факт появи відмови видається “раптовим” для розробника. У другому ж випадку визначальний параметр, що спричиняє відмову, постійно контролюється і його наближення до граничного значення не є несподіваним.

Із вищесказаного випливає, що узагальненішим є підхід до побудови математичних моделей відмов з позицій їхньої загальної фізичної природи, тобто встановлення закономірностей появи відмов повинно здійснюватися на підставі аналізу статистичних закономірностей перебігу фізичних процесів, що призводять до відмови.

## **6.1. Проектування дозиметричної апаратури (ДА) і завдання забезпечення її надійності**

Під час розроблення ДА або будь-якої іншої технічної системи виникає питання про необхідність забезпечення їхньої надійності. При проектуванні принципово нової ДА у розробника, а часто і у самого замовника відсутня ясність відносно того, які ж реальні можливості технічних методів і засобів, за допомогою яких може бути вирішене поставлене завдання щодо надійності. Використовувані методи і засоби можуть або звузити, або, навпаки, розширити область можливих рішень, що стосуються ДА. Можна, звичайно, піти відомим шляхом спроб і помилок, розробляючи щоразу новий варіант ДА або окремої її частини і перевіряючи їхні властивості в умовах експлуатації. Але такий спосіб не може бути конструктивним для проблеми проектування загалом.

Виникає природне питання про те, з чого почати проектування: з пробного розроблення окремих функціональних елементів, щоб об'єднати їх потім в апарат або, навпаки, з часткового формулювання призначення ДА, що дає змогу почати розроблення апаратури загалом, постійно звужуючи завдання до рівня окремих блоків і вузлів. Звернувшись до наявних нормативних і літературних джерел, можна отримати як рекомендацію приблизно такий алгоритм: проектування необхідно здійснювати зверху вниз, тобто з апарата загалом до його елементарних вузлів. Це, проте, не виключає можливості перегляду ухвалюваних рішень на вищих рівнях і у разі виявлення яких-небудь невідповідностей на нижчому рівні.

При згадці про наявність деякої невідповідності мимоволі виникає питання про те, що використовувати як його міру. А звідси неминуче впливає необхідність формулювання завдання проектування, але не обов'язково в строго математичному розумінні цього слова. Це може означати висунення певної ідеї, яка лягає в основу всього подальшого процесу проектування, і одночасно означає встановлення певного критерію ступеня реалізації цієї ідеї. Загальновідомим є той факт, що із збільшенням матеріальних витрат, а також часу самого проектування можна добитися кращих результатів в сенсі повної реалізації тих ідей і принципів, які покладені в основу проекту. Проте майже завжди матеріальні засоби, що від-

водяться на розроблення, є обмеженими, і переважно такі обмеження накладаються і на час проектування. Враховуючи все це, завдання проектування ДА визначають як пошук деякого компромісного рішення, що забезпечує розумну, а іноді оптимальну рівновагу, цілей, поставлених перед проектованою апаратурою, і засобів, за допомогою яких ці цілі можуть бути реалізовані.

Продовжуючи міркування щодо різних аспектів проектування, тих труднощів, які доводиться долати розробникові за формального формулювання завдання, а також труднощів, зумовлених, з одного боку, недостатністю початкової інформації, а з іншого – складністю самої процедури формалізації, ми б вийшли за певні межі розгляду проблеми.

Будь-яка конструкція цілком визначається сукупністю своїх конструктивних параметрів, серед яких важливими є надійність окремих елементів. Ці параметри визначають технічні характеристики апаратури загалом, зокрема, її надійність, а також її економічні та інші параметри. Останні можуть бути як критеріями оптимізації, так і обмеженнями, які повинен задовольнити конструктор.

Загалом задача оптимального проектування апаратури є задачею багатокритеріальної оптимізації. В багатьох випадках вдається отримати єдиний критерій ефективності апаратури, наприклад, вартість одного циклу (або часового періоду) її роботи. Це дає змогу сформулювати задачу оптимального проектування як задачу нелінійного проектування.

Позначимо сукупність конструктивних параметрів вектором  $X$ . Нехай  $Y = Y(X)$  – технічні характеристики апаратури (без показників надійності),  $R = R(X)$  – показники її надійності. Єдиний критерій ефективності розглянемо як функціонал, заданий конструктивними параметрами  $V = V(X)$ .

Тоді отримаємо такі формулювання задачі оптимального проектування

$$V(X) \rightarrow \min ; \quad (6.1)$$

$$Y(X) \in Q_Y, R(X) \in Q_R, \quad (6.2)$$

де множини  $Q_Y$ ,  $Q_R$  визначаються вимогами до технічних характеристик апаратури та її надійності.

Забезпечення надійності є ключовим питанням проектуванням ДА. Однак проектування нової високонадійної ДА, яка ґрунтується на нових елементах з малою статистикою експлуатації, пов'язане зі значними труднощами.

Природною можливістю підтвердження необхідної надійності ДА є досвід її експлуатації, але при цьому доводиться стикатися з однією з основних суперечностей: чим надійнішою є апаратура, тим важче переконатися в цьому на досвіді, оскільки тим більший час може знадобитися на здійснення статистичних випробувань на надійність. Для прикладу наведемо результати розрахунків з визначення необхідного часу спостережень для досягнення гарантій заданого рівня надійності, як показано на рис. 6.1 і 6.2. Ці розрахунки виконані в припущенні, що час безвідмовної роботи ДА підпорядковується експоненціальному закону розподілу (6.5).

На рис. 6.1 наведено залежність відношення часу випробувань до середнього часу до першої відмови  $a = \frac{t_{\text{вип}}}{T_{\text{ср}}}$  від довірчого рівня

$\alpha$ . Для забезпечення довірчого рівня  $\alpha = 0,9$  потрібно випробовувати апаратуру протягом часу  $2,3 T_{\text{ср}}$ , а при  $\alpha = 0,999$  випробування повинно тривати  $6,91 T_{\text{ср}}$ .

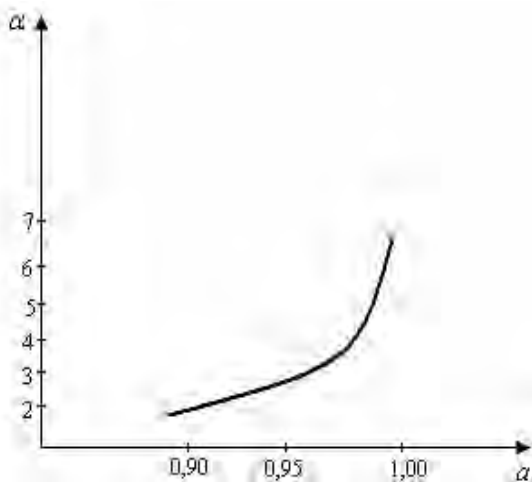
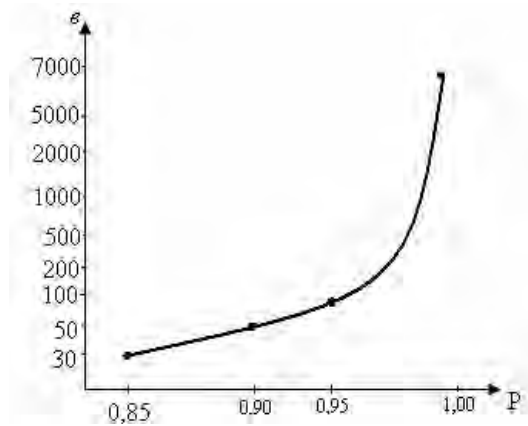


Рис. 6.1. Залежність відношення часу випробувань до середнього часу до відмови від довірчого рівня  $\alpha$



*Рис. 6.2. Залежність відношення часу випробувань до часу безвідмовної роботи апаратури від гарантованого рівня надійності P*

Одночасно треба враховувати, що необхідний час нормальної роботи становить зазвичай частини відсотка  $T_{\text{ср}}$ . На рис. 6.2 наведена аналогічна залежність відношення часу випробувань до необхідного часу безвідмовної роботи ДА  $\epsilon = \frac{t_{\text{вип}}}{T_{\text{ср}}}$  від рівня надійності P, що

гарантується, тобто надійності, обчисленої з урахуванням прийнятого довірчого рівня. Тому зрозуміло, що для високонадійної апаратури статистичні випробування на надійність протягом обмеженого часу не є ефективним засобом підтвердження їхньої працездатності.

Один із способів подолання цих труднощів полягає в розробленні методики прискорених випробувань на надійність, що передбачають запровадження важчих умов і режимів роботи ДА й окремих її елементів і дають змогу прискорити настання відмов.

Як відомо, математичні моделі, що описують поведінку апаратури в сенсі її функціонування, дають змогу теоретично оцінити властивості проектованої ДА. Але за відсутності статистичних даних, що стосуються параметрів надійності, обмежується можливість конкретних рекомендацій. У зв'язку з цим у деяких фахівців створилося враження про обмежену цінність численних теоретичних досліджень, що до деякої міри стосуються конструювання моделей надійності різної ДА. Звичайно, було би нерозумно переоцінювати роль математичної моделі, яка, як і будь-яка інша, не може дати



вичерпних відповідей на всі питання, тим більше, якщо масштаб моделювання (тобто конкретні значення її параметрів) не відомий. Але, незважаючи на це, математична модель надійності ДА при достатній реальності прийнятих гіпотез дає змогу виявити слабкі, з цього аспекту, місця в апаратурі. Вона також дає можливість встановити критичність апаратури до непередбачуваних умов і допомагає розробникові, крім усього іншого, повніше вникнути в суть поставленого перед ним завдання. Корисність самої математичної моделі зовсім не виключає необхідності пошуку раціональних способів визначення її параметрів.

## 6.2. Кількісні характеристики надійності ДА

Розглядаючи відмову як випадкову подію, вводимо як міру надійності імовірність того, що відмова не виникає протягом заданого інтервалу часу  $(0, t)$ . Нехай час роботи елемента до настання відмови є випадковою величиною  $\xi$ . Припустимо, що  $\xi$  має розподіл  $F(t)$ :

$$F(t) = P\{\xi \leq t\}, \quad (6.3)$$

Далі припускатимемо, що  $F(t)$  – неперервна функція, що має неперервну першу похідну. Легко бачити, що величина  $F(t)$  визначає імовірність відмови за час  $t$ .

Подібний опис процесу появи відмов полягає у фіксації моментів виникнення вказаних подій, але не відображає самої зміни властивостей елемента, що призводить, врешті-решт, до того, що ДА нездатні нормально функціонувати. Для багатьох досліджень надійності, які ведуться в часовій області розподілу, (6.3) слугує цілком достатньою кількісною характеристикою. Проте іноді основний інтерес становить сам процес зміни властивостей елементів в часі, а вираз (6.3) використовують лише для з'ясування моменту першого перетину траєкторією зміни цих властивостей  $Y(t)$  межі  $Y_{\text{пр}}$ , що визначає область стійкої працездатності елемента, як схематично показано на рис. 6.3. Сама надійність є імовірністю протилежної події  $\{\xi > t\}$ :

$$R(t) = P\{\xi > t\}. \quad (6.4)$$

Ця величина визначає імовірність безвідмовної роботи упродовж часу  $t$ .

Враховуючи визначення імовірності, пов'язане з багаторазовим повторенням випробувань, необхідно підкреслити, що спів-

відношення (6.3) і (6.4) є лише характеристиками в середньому надійності конкретного елемента, справедливими для достатньо великої групи або сукупності однакових елементів.

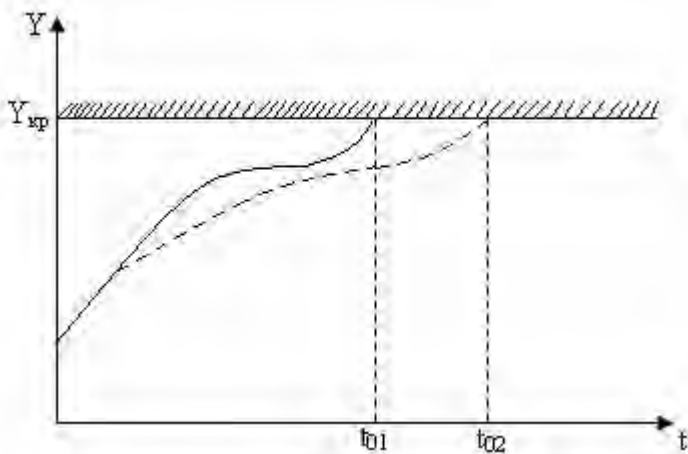


Рис. 6.3. Зміна властивостей елемента до настання відмови

Якщо здійснити випробування на надійність такої групи протягом фіксованого інтервалу часу, то, як відомо, при необмеженому зростанні обсягу випробовуваної сукупності емпірична функція розподілу часу безпечної роботи з імовірністю, що прямує до одиниці, наближається до так званої “теоретичної” функції. Практично доводиться мати справу з обмеженими сукупностями. Тому виникає завдання оцінки вибірових показників надійності або завдання оцінки параметрів розподілів (6.3) і (6.4) для визначення характеристик надійності за результатами обмежених випробувань, що є предметом математичної статистики. Під час випробувань обмежених сукупностей елементів параметри їхньої надійності, своєю чергою, є випадковими і змінюються від зразка до зразка, від вибірки до вибірки.

Найпоширенішими на практиці теоретичними розподілами часу безвідмовного або справного стану є:

– показникові або експоненціальні розподіли

$$R(t) = \begin{cases} e^{-\lambda t}, & t \geq 0 \quad \lambda > 0, \\ 0, & t < 0 \end{cases} \quad (6.5)$$

– розподіл Вейбулла

$$R(t) = \begin{cases} e^{-\frac{\lambda t^{a+1}}{a+1}}, & t \geq 0, a \geq 0, \lambda > 0; \\ 0, & t < 0; \end{cases} \quad (6.6)$$

– логарифмічно нормальний і нормальний розподіли

$$R(t) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_t^{\infty} \frac{1}{x} e^{-\frac{(\ln x - a)^2}{2\sigma^2}} dx, & x > 0, \\ 0, & x < 0, \end{cases} \quad (6.7)$$

$$R(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_t^{\infty} \frac{1}{x} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}} dx;$$

де  $a$  – математичне сподівання часу справної роботи;  $\delta^2$  – його дисперсія.

Визначення надійності, відповідно до співвідношення (6.4), передбачає, що елемент працює або зберігається до настання відмови, після чого його властивості не відновлюються, тобто елемент не замінюється новим, в ньому не здійснюється підрегулювання, що компенсує втрату деяких функціональних властивостей, тощо. Розглянемо умови, за яких модель надійності невідновлюваного або неремонтопридатного елемента приводить до перших двох з вказаних типів теоретичних розподілів. Нехай елемент безвідмовно пропрацював інтервал часу  $[0, t)$ , а нам потрібно визначити імовірність того, що він пропрацював безвідмовно інтервал часу  $(t, t+\Delta t)$ . Її можна обчислити за формулою умовної імовірності, а саме:

$$R(t, t + \Delta t) = \frac{R(t + \Delta t)}{R(t)}. \quad (6.8)$$

Тоді імовірність відмови на інтервалі  $(t, t+\Delta t)$  за зазначеної умови дорівнює

$$1 - R(t, t + \Delta t) = \frac{R(t) - R(t + \Delta t)}{R(t)}. \quad (6.9)$$

Використовуючи визначення похідної

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{R(t) - R(t + \Delta t)}{\Delta t} = -R'(t),$$

отримаємо

$$1 - R(t, t + \Delta t) = \frac{R'(t)}{R(t)} \Delta t + \delta(\Delta t) \approx \lambda(t) \Delta t,$$

де  $\delta(\Delta t)$  така, що  $\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\delta(\Delta t)}{\Delta t} = 0$ , а  $\lambda(t)$  носить назву умовної імовірності відмови або небезпеки відмови (інтенсивність відмов).

Легко бачити, що

$$\lambda(t) = -\frac{R'(t)}{R(t)} \text{ і при } R(0) = 1 \quad R(t) = e^{-\int_0^t \lambda(u) du} \quad (6.10)$$

Звідси випливає, що якщо  $\lambda(t) = \lambda = \text{const}$ , то  $R(t)$  має вигляд (6.5), якщо  $\lambda(t) = \lambda t^a$ , то  $R(t)$  набуває вигляду розподілу Вейбулла. Для експоненціального розподілу часу безвідмовної роботи справедливою є така властивість

$$R(t, t + \tau) = \frac{R(t + \tau)}{R(t)} = \frac{e^{-\lambda(t+\tau)}}{e^{-\lambda t}} = e^{-\lambda \tau}. \quad (6.11)$$

Важливим параметром є середній час роботи до відмови, який дорівнює математичному сподіванню випадкової величини часу роботи до настання відмови. Так, для експонентного розподілу отримаємо

$$T_{cp} = M[\xi] = \int_0^{\infty} \lambda t e^{-\lambda t} dt = \frac{1}{\lambda}. \quad (6.12)$$

Наведені співвідношення дають змогу виконати найпростіші розрахунки характеристик надійності ДА. Для прикладу наведемо розрахунок дозиметричного пристрою, найслабшою ланкою якого є лічильник жорсткого бета- та гамма- випромінювання СІЗБГ (СІЗБГМ).

Відповідно до ТУ 90-процентний ресурс роботи цього лічильника становить  $10^{10}$  імпульсів (500 год). Тому імовірність безвідмовної роботи  $R(t)$  для  $t = 10^{10}$  імпульсів дорівнює 0,9. На підставі експонентного закону розподілу (6.5)

$$R(t) = e^{-\lambda t}$$

отримаємо рівняння для визначення інтенсивності відмов  $\lambda$ :

$$\exp(-10^{10} \lambda) = 0,9.$$

Розв'язуючи його, знаходимо:

$$-10^{10} \lambda = \ln 0,9, \quad \lambda = 0,105 \cdot 10^{-10}.$$

Середній час до відмови відповідно до формули (6.12) становить

$$T_{\text{сеп}} = \frac{1}{\lambda} = 9,49 \cdot 10^{10} [\text{имн}].$$

Знайдемо 95- та 99-процентний ресурс роботи. В першому випадку для визначення  $t_{95}$  отримаємо рівняння

$$0,95 = \exp(-\lambda \cdot t_{95}).$$

звідки знаходимо

$$t_{95} = -T_{\text{сеп}} \ln 0,95 = 0,487 \cdot 10^{10} [\text{имн}].$$

Аналогічно для 99-процентного ресурсу одержимо

$$t_{99} = 0,095 \cdot 10^{10} [\text{имн}].$$

### **6.2.1. Елемент дискретної дії**

Припустимо, що певний елемент призначений для виконання короткочасних операцій, так, що часом самої дії можна знехтувати порівняно з часом неробочого стану. В період бездіяльності елемент перебуває у стані зберігання, оскільки на нього впливає безперервно тільки частина умов навколишнього середовища. Виконання операцій за дуже малий час і пов'язані з цим дії на елемент мають істотно дискретний характер. Тому є сенс говорити про надійність стосовно не до часу існування елемента (який, по суті, є часом зберігання), а до часу виконаних операцій.

Для деякого елемента, що виконує окремі операції, позначимо через  $P_n$  імовірність успішного виконання  $n$  операцій. Нехай імовірність  $n$ -ї операції не залежить від того, скільки до цього пропрацював елемент. Тоді можна записати

$$P_n = P_{n-1} \cdot r, \quad (6.13)$$

де  $r$  – імовірність успішного виконання  $n$ -ї операції, а  $P_{n-1}$  – імовірність успішного виконання попередніх  $(n-1)$  операцій. Тоді якщо прийняти, що  $P_0 = 1$ , то  $P_n = r^n$ . Проте кожна подальша операція може призводити до зношування елемента, що позначатиметься на значенні імовірності успішного виконання окремої операції. Якщо, наприклад, зношування характеризується залежністю

$$r_n = r e^{-an} \quad (a > 0), \quad (6.14)$$

де  $r_n$  – імовірність успішного виконання  $n$ -ї операції, то

$$P_1 = r e^{-a},$$

$$P_2 = r^2 e^{-3a}$$

.....

і, отже,

$$P_n = r^n e^{-\frac{n(n+1)a}{2}}. \quad (6.15)$$

Безпосередньо визначенням імовірності  $P_n$  зумовлений порядок ведення випробувань, що дають змогу статистично оцінити імовірність  $r$  і  $r_n$ . Для цього потрібно в групі елементів, що виконали успішно фіксовану кількість операцій, скажімо  $(n-1)$ , виконати  $n$ -ну операцію і підрахувати кількість елементів, що успішно справилися з цим завданням. Стосовно питання кількісної оцінки збоїв відзначимо, що для цього передовсім необхідно мати відповідну реєструючу апаратуру. Здебільшого вважають, що збої характеризуються імовірністю, постійною в часі, хоча адекватнішим видається часовий аналіз збоїв елементів, що “поміляються”.

### **6.2.2. Відновлюваний елемент**

Наступний крок в аналізі надійності елемента полягає в розгляді різних можливостей відновлення втрачених ним властивостей. Якщо ця втрата функціональних властивостей виражається в розрегулюванні, то відповідним налагоджуванням можна частково або повністю відновити первинну працездатність. Повне відновлення здебільшого на практиці досягається лише в результаті заміни експлуатованого елемента новим або у разі збою.

Переходячи безпосередньо до кількісного опису відновлення властивостей елемента в термінах часових характеристик надійності, припустимо спочатку, що часом операцій власне відновлення можна знехтувати. Ідеалізуючи цей процес, приймемо, що цей час дорівнює нулю. Іншою ідеалізацією відновлення є припущення про повне оновлення елемента, що має сенс лише у разі його заміни новим елементом того самого типу. Також вважатимемо, що елемент відновлюється кожен раз після виникнення відмови, хоча іноді з певних причин відновлення доцільніше виконувати до настання відмови під час так званих профілактик. Нас переважно цікавитиме, як часто відбуваються

відмови в досліджуваній схемі. Для цієї мети розглянемо групу з  $n$  однакових елементів, що почали працювати при  $t=0$ . Нехай кожен елемент має однаковий розподіл часу до настання відмови

$$F_j(t) = F(t) \quad (j=1,2,\dots, n).$$

Тепер, якщо після відмови кожного елемента з цієї групи замінювати його новим, то математичне сподівання кількості таких відмов, а отже, і замін за час  $[0, t)$  буде дорівнювати:

$$U(t) = nM [X(t)] = n \sum_{i=1}^{\infty} iP_i(t), \quad (6.16)$$

де  $P_i(t)$  – імовірність настання точно  $i$  відмов в одній з відновлюваних одиниць повної групи елементів за час  $[0, t)$ ,  $X(t)$  – кількість відмов в одній з відновлюваних одиниць повної групи за час  $[0, t)$ .

Імовірності  $P_i(t)$  зв'язані такими простими співвідношеннями:

$$P_i(t) = P\{X(t) = i\} = P\{X(t) \geq i\} - P\{X(t) \geq i + 1\}, \quad (6.17)$$

$$P_i(t) = P_{\geq i}(t) - P_{\geq i+1}(t) \quad (i = 0, 1, \dots),$$

і тому на підставі (6.16) і (6.17) можна записати

$$U(t) = n \sum_{i=1}^{\infty} P_{\geq i}(t). \quad (6.18)$$

Але подія  $\{X(t) \geq i\}$  є еквівалентною події

$$\left\{ \sum_{k=1}^i \xi_k \leq t \right\}$$

Тому, враховуючи співвідношення, що дають змогу знайти розподілені суми незалежних випадкових величин (у цьому випадку часу життя або безвідмовної роботи окремих елементів)

$$P \left\{ \sum_{k=1}^i \xi_k \leq t \right\} = \int_0^t F^{i-1}(t - \tau) dF(\tau) = F^i(t), \quad (6.19)$$

де  $F^{(i)}(t)$  називається  $i$ -кратною композицією або згорткою розподілу  $F(t)$ . За означенням  $F^{(0)}(t) \equiv 1$  можна записати

$$P_{\geq i}(t) = F^{(i)}(t). \quad (6.20)$$

За допомогою рівняння (6.18) встановлюємо, що

$$U(t) = n \sum_{i=1}^{\infty} F^{(i)}(t). \quad (6.21)$$

Використовуючи нескладні перетворення, приходимо до інтегрального рівняння, що називається рівнянням відновлення:

$$U(t) = nF(t) + n \int_0^t \sum_{i=2}^{\infty} F^{(i-1)}(t-\tau) dF(\tau) = nF(t) + \int_0^t U(t-\tau) dF(\tau). \quad (6.22)$$

Продиференціюємо ліву і праву частини (6.22) по  $t$  і отримаємо рівняння для частоти або щільності відновлення

$$u(t) = nf(t) + \int_0^t u(t-\tau)f(\tau)d\tau, \quad (6.23)$$

де

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt}.$$

Рівняння (6.22) і (6.23) найзручніше розв'язувати за допомогою перетворення Лапласа. Справді, якщо

$$\bar{F}(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} F(t) dt,$$

$$\bar{U}(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} U(t) dt,$$

$$\bar{u}(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} u(t) dt \quad \text{і} \quad \bar{f}(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} f(t) dt,$$

то на підставі теореми про композицію для рівнянь (6.22) і (6.23) одержимо відповідно

$$\bar{U}(s) = n\bar{F}(s) + \bar{U}(s)\bar{f}(s), \quad (6.24)$$

$$\bar{u}(s) = n\bar{f}(s) + \bar{u}(s)\bar{f}(s). \quad (6.25)$$

Наприклад, якщо  $f(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ , то  $\bar{u}(s) = n\lambda/s$ , і тому за допомогою оберненого перетворення Лапласа переконуємося в тому, що  $u(t) = n\lambda = u$ .

Методики аналізу, подібні до розглянутої, детально викладено в [69, 70], результати цих досліджень входять до спеціального розділу теорії випадкових процесів, названого теорією відновлення. Для розглянутої схеми в цій теорії є один важливий результат щодо відносної частоти здійснення відновлень під час тривалої експлуатації ( $t \rightarrow \infty$ ). За довільного закону розподілу для часу безвідмовна



робота елемента для групи  $n$  ідентичних елементів виконується граничне співвідношення

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{U(t)}{t} = \frac{n}{T}, \quad (6.26)$$

де  $T$  – математичне сподівання випадкового часу життя  $\xi$  одного елемента. Подібні схеми, що складаються з елементів з різними розподілами часу безвідмовної роботи, описані в [71]. Там було показано, що, хоча елементи і мають довільні розподіли часу життя, унаслідок довільних відновлень (замін) зменшується вік окремих елементів. У результаті цього, починаючи з деякого часу, спостерігається постійність в часі інтенсивності відмов загалом.

Розглянемо, згідно з [72], деякі видозміни наведеної схеми відновлення: видозміна полягає в тому, що відмови спостерігалися не весь час і остання спостережувана відмова і заміна відбулися в момент  $-\tau$ ; час відлічується ліворуч від нуля. Після цього спостереження припиняються і поновлюються тільки у момент часу  $t = 0$ . Припустимо для простоти, що  $n = 1$ . Природно розглянути дві групи подій, а саме події, що полягають в тому, що за час  $[-\tau, 0]$  не відбувається жодної відмови, і групу подій, що полягають в тому, що за цей час відмови, а отже, заміни відбуваються один, два, три і так далі разів, так що остання відмова виникає у момент часу  $x$  (час  $x$  відлічується зліва направо, як показано на рис. 6.4).

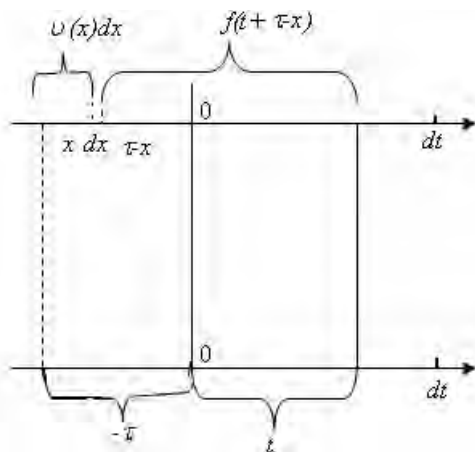


Рис. 6.4. До виведення імовірності відмови за умови, що остання спостережувана відмова і заміна відбувається в момент  $-\tau$

У момент часу  $t=0$  спостереження поновлюються. Нас цікавить імовірність появи точно  $i$  відмов за час  $[0, t)$ . Вважаючи, як і раніше, відомим  $F(t)$  – розподіл часу до першої відмови елемента з щільністю  $f(t)$ , визначимо  $f(t|\tau)dt$  – імовірність того, що перша спостережувана відмова після відновлення спостережень з’явиться в інтервалі  $(t, t+dt)$  за умови, що остання відмова і заміна до припинення спостережень відбулися у момент часу  $-\tau$ . Функція  $f(t|\tau)$  отримала назву умовної щільності імовірності відмов, залежної від спостережень. Враховуючи можливості появи спостережених відмов один, два, три і т.д. разів, а також можливість їхньої не появи взагалі в інтервалі  $[-\tau, 0]$ , можна записати

$$f(t|\tau)dt = f(t+\tau)dt + dt \int_0^{\tau} f(t+\tau-x)v(x)dx, \quad (6.27)$$

де  $v(x)dx$  – імовірність появи в інтервалі  $(x, x+dx)$  або однієї, починаючи з моменту  $-\tau$ , відмови, або двох, трьох і так далі

$$v(x)dx = dx \sum_{k=1}^{\infty} f^k(x), \quad (6.28)$$

де

$$f^k(x) = \int_0^x f^{k-1}(x-\tau)f(\tau)d\tau.$$

Для розв’язання інтегрального рівняння (6.27) можна застосувати подвійне перетворення Лапласа

$$\bar{f}(s|p) = \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-st} e^{-p\tau} f(t|\tau) dt d\tau, \quad (6.29)$$

отже, на підставі (6.27), (6.28) і (6.29) зображення  $\bar{f}(s|p)$  подається як

$$\bar{f}(s|p) = [\bar{f}(s) - \bar{f}(s)] / (p-s)[1 - \bar{f}(p)]. \quad (6.30)$$

Знаючи конкретний вид  $f(t)$  і визначивши функцію  $f(t|\tau)$ , можна безпосередньо почати обчислення імовірності, що нас цікавить. Нехай  $P_i(t|\tau)$  – імовірність появи саме  $i$  відмов, а отже,  $i$  замін

в інтервалі  $[0, t)$  за умови, що остання спостережувана подія відбулася в момент  $-\tau$ . Тоді неважко встановити, що

$$\begin{aligned}
 P_0(t | \tau) &= \int_0^t f(x / \tau), \\
 P_1(t | \tau) &= \int_0^t f(x / \tau) P_0(t - x | 0) dx, \\
 P_i(t | \tau) &= \int_0^t f(x / \tau) P_{i-1}(t - x | 0) dx.
 \end{aligned}
 \tag{6.31}$$

Оскільки ці імовірності утворюють розподіли, то

$$\sum_{i=0}^{\infty} P_i(t | \tau) = 1.
 \tag{6.32}$$

Середня кількість відмов, отже, і замін за час  $[0, t)$  обчислюється як

$$U(t | \tau) = \sum_{i=1}^{\infty} i P_i(t | \tau).
 \tag{6.33}$$

Вираз (6.33) є в деякому розумінні аналогом виразу (6.22). Якщо до виразу (6.33) застосувати граничний перехід  $\tau \rightarrow 0$ , то отримуємо вираз, який набуває вигляду (6.22) при  $n=1$ .

### 6.2.3. Скінченний час відновлення

Повернемося до першої схеми відновлення, припускаючи, що саме відновлення триває випадковий час  $\eta$  із заданим розподілом  $G(t)$ . Цей випадок стосовно завдань теорії надійності був вперше розглянутий в роботі [73]. Обмежимося вивченням схеми відновлення з одним елементом ( $n=1$ ). Звернемо увагу на середню кількість відмов-замін за час  $[0, t)$ :

$$U(t) = M[X(t)] = \sum_{i=1}^{\infty} i P_i(t),
 \tag{6.34}$$

де  $P_i(t)$  – імовірність настання саме  $i$  циклів “відмова-заміна”, в результаті яких елемент повністю оновлюється або просто замінюється. Як і раніше у виразі (6.17), маємо:

$$P_i(t) = P_{\geq i}(t) - P_{\geq i+1}(t) \quad (i=0, 1 \dots),
 \tag{6.35}$$

але тепер подія  $\{X(t) \geq i\}$  еквівалентна події  $\{\sum_{k=1}^i (\xi_{k_i} + \eta_k) \leq t\}$ . Тому потрібно ввести в розгляд імовірність того, що цикл змінюється в інтервалі  $(t, t+dt)$ :

$$\Psi(t)dt = P\{t < \xi + \nu < i + dt\}, \quad (6.36)$$

де  $\psi(t)$  визначається як

$$\int_0^t g(t-\tau)f(\tau)d\tau,$$

а

$$g(t) = \frac{dG(t)}{dt}.$$

Отже, використовуючи рівність (6.35), можна записати

$$\begin{aligned} U(t) &= \sum_{i=1}^{\infty} P_{\geq i}(t) = \sum_{i=1}^{\infty} P_{\geq i-1}(t-\tau)\psi(\tau)d\tau = \\ &= \int_0^t \int_0^x g(x-\tau)f(\tau)d\tau dx + \int_0^t U(t-\tau)\psi(\tau)d\tau. \end{aligned} \quad (6.37)$$

Вираз (6.37) набуває вигляду виразу (6.22) при  $n=1$ , якщо час відновлення прирівняти до нуля. Продиференціювавши по  $t$  обидві частини (6.37), отримуємо

$$u(t) = \psi(t) + \int_0^t u(t-\tau)\Psi(\tau)d\tau. \quad (6.38)$$

Для розв'язання рівнянь (6.37) і (6.38) зручно, як і раніше, застосувати перетворення Лапласа. Наприклад, якщо розподіл часу безвідмовної роботи і розподіл часу ремонту мають такий вигляд:

$$R(t) = \begin{cases} e^{-\lambda t}, & t \geq 0, \lambda > 0, \\ 0, & t < 0; \end{cases}$$

$$G(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\mu t}, & t \geq 0, \mu > 0, \\ 0, & t < 0; \end{cases}$$

тоді

$$U(t) = \frac{\lambda\mu}{\lambda+\mu} \left( t + \frac{e^{-(\lambda+\mu)t} - 1}{\lambda+\mu} \right) \quad (6.39)$$

i

$$\frac{U(t)}{t} \cdot \frac{1}{\mu} = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} \left( 1 + \frac{e^{-(\lambda + \mu)t} - 1}{(\lambda + \mu)t} \right). \quad (6.40)$$

Розглядаючи режим тривалої експлуатації, коли  $t \rightarrow \infty$ , зазначимо, що

$$U = \lim_{t \rightarrow \infty} U(t) = \infty$$

i

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{U(t)}{t} \cdot \frac{1}{\mu} = \frac{\lambda}{\lambda + \mu}. \quad (6.41)$$

Вираз (6.41) дає оцінку ролі часу перебування елемента ДА в стані ремонту і є точним значенням для усталеного режиму експлуатації.

### 6.3. Показники надійності ДА

Подібно до того, як для елемента або для ДА важливо визначити умови настання відмови, так і для апаратури загалом важливо вибрати такий показник надійності, який найповніше характеризує ефективність апаратури або ступінь її відповідності наміченим цілям. На сучасну ДА покладаються різні за важливістю і відповідальністю завдання. Ці завдання можна класифікувати саме за вказаними ознаками і, зокрема, за тими наслідками, до яких приводить їхнє невиконання унаслідок відмови апаратури. **Першу групу** несправностей апаратури становлять відмови її елементів, що призводять до виникнення аварійних ситуацій. **Другу групу** несправностей в апаратурі становлять такі відмови, які вимагають негайного зовнішнього втручання, щоб не дати змоги несправності, що виникла, перетворитися на аварійну ситуацію. **Третю групу** несправностей в ДА становлять відмови, які призводять до зниження її якості. Для усунення наслідків подібних відмов може виявитися необхідним або негайно виконати ремонт, або здійснити його з деякою затримкою, що визначається прийнятою стратегією ремонтно-технічного обслуговування. Нарешті, **четверту групу** несправностей становлять відмови резервних і запасних вузлів і блоків апаратури. Ці відмови безпосередньо не впливають на вихідні характеристики ДА, а тільки підвищують небезпеку виникнення станів, що мають наслідки, які належать до перших трьох груп.

Отже, при аналізі надійності можливі стани ДА поділяються на чотири основні групи. Ці стани зумовлені несправністю ДА або несправністю вузлів і елементів, що входять до ДА. Імовірність потрапляння апаратури в кожен з цих станів визначатиме небезпеку виникнення тієї або іншої ситуації, а середній час перебування ДА в кожному із станів характеризуватиме тривалість відмови. Коротше кажучи, імовірнісні характеристики кожного стану є характеристиками ефективності ДА.

Класифікація станів ДА основана лише на виявленні наслідків надійності її елементів, але ніяк не відображає графіка роботи апаратури, можливостей оперативного-ремонтного обслуговування, тобто власне характеру її використання. Розглянемо, наприклад, такий показник, як імовірність безвідмовної роботи, тобто імовірність того, що система не опиниться в стані повної відмови упродовж деякого часу за заданих умов. Можна відзначити, що стосовно здійсненої класифікації несправностей ця імовірність у кожному конкретному випадку може визначати і ризик повної відмови, і ризик зниження ефективності.

Специфіку роботи та експлуатації ДА можна достатньою мірою повно охарактеризувати імовірністю безвідмовної роботи протягом заданого інтервалу часу  $(t, t+\tau)$  за умови, що останній ремонт був закінчений у момент часу  $t$ . Час  $t$  може бути поточним, що дає змогу за допомогою введеної імовірності вивчити динаміку зміни надійності апаратури. Наприклад, якщо елементи апаратури мають постійну небезпеку відмов, то після надійного ремонту ДА ніби “оновлюється”, і тому імовірність безвідмовної роботи не залежить від  $t$ , а залежить від  $\tau$ . З іншого боку, якщо вказані ремонти означають просто заміни пошкоджених елементів, а парк запасних деталей і вузлів є обмеженим, то навіть у разі постійної небезпеки відмов залежність ймовірності безвідмовної роботи  $P(t, t+\tau)$  від  $t$  існує. Отже, графік роботи, спосіб ремонту ДА, а також джерела наповнення запасного фонду елементів і вузлів значною мірою визначають вид відповідної міри або показника надійності.

Підводячи підсумок, зазначимо, що на підставі сумісного розгляду способів використання й експлуатації апаратури доцільно її стани розділити на такі:

- 1) аварійний стан;
- 2) передаварійний стан, за якого незначні збурення зовнішнього або внутрішнього характеру є загрозливими;

3) стан зниженої продуктивності або зниженої якості функціонування ДА;

4) стан нормальної роботи апаратури, який можна розділити на сукупність станів залежно від ступеня використання резервного і запасного устаткування;

5) стан повної справності ДА, зокрема резервне і запасне устаткування за умови, що за час експлуатації не відбулося жодної відмови.

Час перебування в кожному з цих станів, час до потрапляння в будь-який з них, а також імовірність, що характеризує ризик переходу апаратури з одного стану в будь-який інший, є характеристиками показників надійності.

Методика визначення кожного з названих показників надійності залежить від прийнятої математичної моделі, що описує поведінку апаратури за конкретних умов роботи й обслуговування.

Варто зазначити, що переходи можуть мати односторонній характер навіть за наявності обслуговування, якщо відновлення здійснюється за рахунок обмеженої кількості запасних деталей і вузлів за умови, що цей запас не поповнюється. Якщо ж відновлення означає просто підлагоджування або підрегулювання ДА, то наявність або відсутність запасних деталей і вузлів вже не чинить ніякого впливу на структури математичної моделі. В цьому випадку, справді, спостерігатимуться як прямі, так і зворотні переходи.

Традиційно склався поділ апаратури на відновлювану, якщо є прямі і зворотні переходи, і на невідновлювану, якщо можливі тільки прямі переходи (відмови). Цей поділ у певний спосіб визначається лише формальними ознаками самої математичної моделі і не відображає експлуатаційних особливостей апаратури. Досліджуючи надійність обслуговуваної ДА, розрахованої на тривалу експлуатацію, зазвичай відштовхуються від того, із яких джерел потрапляють запити ремонтників на деталі і матеріали, необхідні для ремонтів і профілактик.

Ми вже говорили про можливість використання коефіцієнта готовності як одного з показників надійності ДА. Якщо під час експлуатації апаратура вимушено зупиняється через відмови або його виводить з роботи персонал для виконання профілактичних робіт, то коефіцієнт готовності є характеристикою корисного часу роботи, а при тривалій експлуатації визначає відносний середній час

справної роботи в циклі неперервного використання. Але існує ще один критерій готовності, який прийнято називати операційною готовністю. Вже сама назва говорить про те, що цей показник характеризує здатність апаратури виконувати окремі операції в деякі моменти часу. Зазвичай вимоги або запити на виконання таких операцій виникають випадково в часі. Якщо розглядати апаратуру, що виконує такі завдання на скінченному інтервалі часу  $[0, T]$ , то природно визначити імовірність того, що виниклі протягом  $[0, T]$  відмови заставатимуть апаратуру в справному стані. Позначивши через  $P(t)$  імовірність справного стану ДА у момент часу  $t$ , визначимо вказану імовірність як

$$P_r(T) = \int_0^T P(t) dW(t), \quad (6.42)$$

де  $W(t)$  – імовірність виникнення відмов до моменту часу  $t$  за умови, що досі вони ні разу не виникали;  $P(t)$  можна подати як коефіцієнт готовності апаратури в звичайному сенсі, якщо апаратура безперервно контролюється і в разі необхідності ремонтується. Якщо розподіл  $W(t)$  має вигляд рівномірного розподілу, тобто

$$W(t) = \begin{cases} 0, & t \leq 0; \\ t/T, & 0 \leq t \leq T, \\ 1, & t \geq T, \end{cases} \quad (6.43)$$

то імовірність  $P_r(T)$  запишеться у такому вигляді

$$P_r(T) = \int_0^T P(t) \frac{1}{T} dt = \frac{1}{T} \int_0^T P(t) dt. \quad (6.44)$$

Якщо  $T \rightarrow \infty$ , отримаємо вираз, який якраз і відображає операційну готовність ДА:

$$P_{or} = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T P(t) dt. \quad (6.45)$$

Операційна готовність не відображає можливості виникнення несправності в період виконання випадкового завдання і  $\epsilon$ , по суті, лише мірою можливості приймання вимог на обслуговування за рівномірного розподілу шансу його виникнення. До класу ДА, якість якої визначається операційною готовністю, належить апаратура, яка спрацьовує при виникненні тривоги. Для повнішого опису надійності ДА подібного типу необхідно враховувати можливості відмов



під час виконання завдання. У простіших випадках цим показником може бути так звана стратегічна надійність, яка визначається як

$$P_{\text{стр}} = P_{\text{ог}} \cdot R(x), \quad (6.46)$$

де  $P_{\text{ог}}$  – операційна готовність системи, а  $R(x)$  – ймовірність справ-ного стану апаратури упродовж часу виконання завдання  $x$ .

#### **6.4. Проблеми проектування окремих вузлів конструкцій**

На підставі уважного вивчення специфіки і призначення ДА загалом, а також розгляду апаратури на рівні окремих функціональних блоків, встановлення характерних показників надійності і вимог до них, можна розпочинати проектування і розроблення окремих схем і вузлів. При розгляді основних понять (п. 6.2) говорилося про те, що параметри окремих деталей або елементів мають первинний розкид, а з іншого боку, упродовж часу експлуатації властивості елементів зазнають поступових змін, внаслідок чого вузли і блоки апаратури можуть втратити працездатність через так звані відмови типу “вихід з класу”. Під класом розуміють клас точності або область допустимих змін вихідного параметра вузла, деталі або блока загалом. Крім того, можуть виникнути різні завади навколишнього середовища, здатні порушити нормальне функціонування. Тому виявляється недостатнім обмежуватися тепловим, механічним, електричним або іншими розрахунками проектованого вузла за номінальними значеннями параметрів використовуваних деталей і елементів.

Один із систематичних підходів до проектування окремих вузлів і схем полягає у використанні так званого критерію “гіршого випадку”. Цей підхід відображає найконсервативніші погляди розробника, його бажання максимально застрахувати ДА від непередбачених умов. Основна концепція підходу, пов’язаного з використанням критерію “гіршого випадку”, полягає в тому, що розроблена ДА повинна нормально функціонувати за умови, що окремі параметри елементів в будь-яких комбінаціях одночасно набувають якнайгірших значень на межах областей допустимих значень. При цьому повністю дистанціюються від ймовірнісної природи зміни параметрів окремих елементів, вважаючи їх зафіксованими в цих точках. Працездатність проектованої схеми буде досягається за

рахунок існування області стійкої роботи; розширення цієї області, як відомо, не є легким.

Проектування за критерієм “гіршого випадку” приводить до конструювання схем і вузлів з деяким запасом міцності або запасом за стійкістю роботи. Але розроблені таким способом схеми і вузли мають інші недоліки, наприклад, більше порівняно з номіналом споживання потужності. Ці недоліки необхідно розглядати в масштабі конкретного часу роботи, оскільки погіршення умов режимів може, своєю чергою, привести до посилення закономірних змін властивостей елементів. Можна показати, що конструювання схеми за критерієм “гіршого випадку” є рівносильним введенню надлишковості, що дає змогу підвищити надійність відносно відмов типу виходу за межі допуску або класу точності [73]. Розглянутий підхід дає можливість розв’язувати й обернену задачу, а саме за відхиленням, що допускається, у гірший бік вихідної величини схеми або конструкції встановити допустимі відхилення параметрів елементів і деталей.

Інший підхід полягає у використанні характеристик можливих відхилень параметрів елементів ДА, а саме розподілів цих параметрів за заданим часом роботи та умовами навколишнього середовища. Такий метод можна застосувати для наближеного розрахунку імовірності виходу робочої точки схеми або вузла за поле доступу. Емпіричний спосіб перевірки правильності такого підходу полягає у здійсненні так званих граничних випробувань апаратури та окремих її вузлів.

## **6.5. Математична модель відмов елементів ДА**

### ***6.5.1. Аналіз фізичних процесів деградації***

Деградаційні процеси – це цілком певні фізичні процеси, що сприяють відмові тих або інших компонентів ДА або викликають його. Можна відзначити одну загальну властивість усіх деградаційних процесів (відомих і невідомих) і моменту появи відмови – їхній випадковий характер.

Перш ніж перейти до побудови математичної моделі деградації, необхідно зупинитися на такому важливому питанні, як встановлення визначальних параметрів, що призводять до відмов ДА.

Кожна апаратура зазвичай має множину параметрів, які загалом можуть бути і не завжди визначені повністю, і кожен з цих

параметрів здатний призвести до відмови. Загалом визначальний параметр можна подати у вигляді вектора, що має декілька незалежних складових. Зазвичай існує декілька головних параметрів, за якими за змогою організовується спостереження.

Розробник, як правило, спостерігає деякі вихідні електрофізичні параметри, що є вторинними подіями відносно визначальних параметрів, які є першопричиною виникнення відмов тих або інших компонентів ДА.

Визначальними параметрами, які називаються іноді первинними або внутрішніми параметрами, є такі фізичні параметри, перевищення граничних значень яких призводить до відмови того або іншого компонента ДА. Оскільки велика частина їх практично не піддається контролю сучасною контрольно-вимірною апаратурою у ході експлуатації, то ці параметри, як правило, не спостерігаються.

Необхідно зауважити, що спостережувані вихідні характеристики ДА зазвичай є нечутливими до помітних змін внутрішніх (первинних, визначальних) параметрів. Саме тому розробники сприймають багато відмов апаратури як “раптові”, хоча немає сумніву, що відмові передувало розвиток певних фізичних (спостережуваних) процесів, що призвели зрештою до фізичного порушення того або іншого компонента. Тому прогноз надійності ДА за деякими електричними параметрами, що має коефіцієнт варіації приблизно 0,1, видається достатньо сумнівним. Справді, коефіцієнти варіації прогнозуемого (зміни визначального параметра) і прогнозованого (розподілу відмов) як взаємооборотних процесів повинні бути однаковими, а, як відомо, коефіцієнт варіації відмов ДА близький до одиниці.

Охарактеризуємо основні деградаційні процеси, які можуть відбуватися в ДА.

#### ***6.5.1.1. Механічні руйнування***

Згідно з [68, 74] велика частина відмов апаратури відбувається через порушення електричного кола внаслідок механічних руйнувань. Відшарування кристала, порушення герметичності корпусу також є наслідками механічного руйнування.

Механічним руйнуванням матеріалу є термоактивний процес, що розвивається в механічно напруженому матеріалі під дією навантаження.

Час механічної деформації і руйнування матеріалу залежить від властивостей матеріалу і механічних напружень, зумовлених зовнішньою дією механічного навантаження або циклічною зміною температури. Механізм руйнування і довговічність матеріалу визначаються поступовим накопиченням локальних дефектів, пластичних деформацій і мікротріщин у матеріалі. Розвиток мікротріщин у напруженому матеріалі зрештою призводить до руйнування матеріалу. За тривалої дії навантаження мікротріщини поступово ростуть до критичного розміру внаслідок флуктуаційного розриву зв'язків у вершині тріщин.

Поза сумнівом, наявність у матеріалі різних дефектів збільшує імовірність зародження і швидкість росту тріщин. Зовнішні чинники, що впливають на матеріал, зокрема, вібрації, циклічна зміна температури, вологість, дія радіаційного випромінювання тощо можуть істотно вплинути на інтенсивність руйнування і тим самим на час появи відмови. На деякій стадії механічного руйнування можливим є самоприскорюване, лавиноподібне зростання тріщини.

Остання обставина може слугувати причиною “раптової” появи відмов через механічні руйнування. Відомо, що механічне руйнування через втомлюваність має органічно випадковий характер унаслідок неоднорідності структури матеріалу і випадкової дії зовнішнього перевантаження.

### *6.5.1.2. Електроміграція*

Внаслідок проходження постійного струму через провідник відбувається перенесення маси металу. Електроміграція в тонкоплівковій алюмінієвій металізації може призвести до двох різних видів відмов: порушення цілісності металізації, що супроводжується обривом електричного кола, й утворення горбків внаслідок локального нагромадження алюмінію, що призводять до проколу закритих плівок і короткого замикання багаторівневої металізації. Ще одним різновидом відмов, пов'язаних з електроміграцією в тонкій разводці інтегральних схем, є короткі замикання  $p-n$ -переходів унаслідок утворення ямок травлення в області контактних вікон. Це явище пояснюється перенесеннями кремнію у напрямі руху електронів по тонкоплівковому провіднику і подальшим заповненням ямок травлення, що поширюються на глибину  $p-n$ -переходу, шаром металу.

Швидкість розвитку відмови унаслідок електроміграції визначається закономірностями деформації атомів металу, а також структурою плівки металізації. У дрібнозернистій плівці алюмінію енергія активізації електроміграції є найменшою, оскільки атоми можуть легко дифундувати вздовж численних меж зерен. А у грубозернистій плівці енергія активації є найбільшою, оскільки дифузія атомів може відбуватися переважно в об'ємі і частково по поверхні плівки. Інтенсивність руйнування плівкової доріжки при цьому може відрізнятись на порядок [74]. Швидкість електроміграції залежить від геометричних розмірів провідника, щільності електричного струму, складу матеріалу і структурних дефектів по довжині тонкоплівкового провідника.

### **6.5.1.3. Генерація і переміщення зарядів на поверхні кристала напівпровідника**

Під час експлуатації мікросхем у поверхневій області напівпровідникової структури можуть з'явитися і переміщатися поверхневі заряди, що викликають зміни в стані електронно-діркових переходів, а іноді зумовлюють утворення поверхневих каналів з інверсною провідністю. Кількість зарядів, утворених полями на зовнішній поверхні окисної плівки, залежить від способу обробки кристала, вологості, складу навколишнього середовища. Усередині плівки оксиду можуть з'являтися позитивні іони натрію, негативні іони золота, а також позитивні заряди, утворені надлишковими атомами кремнію. Часто негативні заряди утворюються в результаті появи вільних електронів через локальний пробій або відрив кристалічної ґратки.

За відсутності напруги наявні позитивні і негативні заряди є рівномірно розподіленими на поверхні і сама наявність таких зарядів у такому разі не є небезпечною. Проте у разі подавання напруги відбувається перерозподіл зарядів. Позитивні іони нагромаджуються над *p*-областю і наводять своїм полем інверсний шар. При знятті напруги після закінчення певного часу рухомі іони під дією сил електростатичного відштовхування знову розподіляються рівномірно по поверхні *p-n*-переходів, тобто характерною для цих процесів є оборотність. Зміна концентрації носіїв заряду та електропровідності в приповерхневій області, зумовлена наявністю рухомих поверхневих зарядів, позначається на підсилювальних властивостях транзисторів, зворотних струмах переходів, значеннях пробивної напруги.

Зокрема, зворотний струм переходу, що шунтується інверсним шаром-каналом, може зростати на багато порядків. Наявність рухомих поверхневих зарядів призводить до нестабільності характеристик  $p$ - $n$ -переходів і схеми загалом, до короткого замикання елементів схеми, пробіїв і вигорання металізації унаслідок утворення поверхневого шунтування.

#### *6.5.1.4. Теплоелектричний пробій*

Основним механізмом коротких замикань у діодних і транзисторних структурах є теплоелектричний пробій – необоротна трансформація структури, за якої повністю втрачається працездатність ДА.

Перша стадія – електричний або тепловий оборотний пробій. Невелике підвищення напруги понад деяке критичне супроводжується різким збільшенням струму через апаратуру. Якщо процес обірвати на цій стадії, то помітних змін властивостей апаратури не спостерігається. Друга стадія характеризується швидким стрибкоподібним зменшенням струму в колі електроживлення апаратури, якщо джерелом є генератор напруги. Перебування в другій стадії, як правило, незворотно погіршує властивості ДА. Третя стадія характеризується незворотною трансформацією структури апаратури за рахунок сильного локального розігрівання електричним струмом, що протікає через апарат. Характер змін в структурі залежить як від властивостей самої апаратури, так і від розсіюваної енергії струму, тривалості його протікання через апарат. У деяких випадках утворюється тонкий канал проплавлення кристала і переміщення великих об'ємів електродних матеріалів.

Локальне розігрівання за рахунок концентрації струму і розсіюваної енергії в деякій області напівпровідникової структури, збільшення градієнтів потенціалу і температури під час роботи апаратури зумовлені дефектами металізації, поганим, неповним з'єднанням кристала з корпусом, випадковими перевантаженнями.

#### *6.5.1.5. Старіння матеріалів*

Старіння – це найзагальніший процес, точніше комплекс процесів, що призводять до поступової незворотної зміни фізико-хімічних властивостей (механічних, теплових, електричних, магнітних тощо) в умовах тривалого зберігання та експлуатації. До старіння схильні прак-

тично всі матеріали, при цьому параметри більшості матеріалів погіршуються. Старіння матеріалів сприяє появі і прискоренню різних деградаційних процесів, що призводять до відмови.

Такими є короткі описи основних деградаційних процесів, які спостерігаються у виробках електронної техніки і ДА. Докладніший опис цих процесів можна знайти у роботах [74, 75] тощо.

Найскладніші вироби електронної техніки – інтегральні схеми – незалежно від типу і конструктивного способу їхнього виготовлення можуть мати практично всі перераховані механізми відмов компонентів. Решта виробів (напівпровідникові прилади, резистори, конденсатори тощо) можуть імовірно містити частину згаданих механізмів. До перерахованих процесів деградації необхідно додати процеси механічного зношування, що зумовлюють відмови механічних елементів, зокрема деталей вузлів спряження. Механічне зношування вивчене достатньо повно і є незворотним випадковим процесом.

Методологія встановлення кількісних показників надійності на підставі вивчення механо-фізико-хімічних властивостей і деяких фізичних параметрів, що характеризують технічні стани виробів, полягає у виявленні кінетичних закономірностей деградаційних процесів (побудова математичних моделей деградації) і визначенні аналітичного зв'язку цих закономірностей з показниками надійності.

На цей час можна виділити два підходи до вирішення завдань надійності на підставі вивчення кінетики і динаміки розвитку відмов. Для дослідження надійності виробів найпоширенішим є так званий метод “фізики відмов” (фізичний). Він полягає у встановленні аналітичних залежностей між показниками надійності і швидкістю перебігу фізико-хімічних процесів на підставі детерміністичних кінетичних рівнянь. Як кінетичні рівняння зазвичай використовуються лінійні, степеневі Арреніуса, рівняння дифузії тощо. Вважають, що отримані детерміновані залежності описують усереднені явища і містять усереднені величини. Це дає змогу перейти надалі до встановлення залежностей деяких основних показників надійності як функцій фізичних властивостей або фізичних параметрів виробів та умов експлуатації.

У детермінованому підході фізичної теорії надійності виробів виділяють два напрями: феноменологічний [76], такий, що використовує закономірності перебігу фізико-хімічних процесів, і регресійний [77], що встановлює зв'язок механіко-фізичних параметрів і умов навантаження з показниками надійності в результаті експерименту.

## 6.5.2. Математична модель деградації

Аналізуючи розглянуті деградаційні процеси, можна відзначити, що всі вони мають випадкову природу, причому зміна їхніх значень має як монотонний, так і немонотонний характер.

Складні виробу типу інтегральних схем одночасно піддаються дії множини процесів. Всі ці процеси, що не корелюють і слабо корелюють між собою, формують загальний процес деградації виробу. Визначальні параметри досліджуваних деградаційних процесів здатні викликати відмову деякої компонента апарата.

Будь-яку ДА (елемент, блок) можна умовно подати у вигляді сукупності (від одного до великої множини) незалежних елементарних компонент. Відмова будь-якої (найслабшої) елементарної компоненти призводить до відмови апаратури.

Нормуючи всі визначальні параметри за їхніми граничними значеннями, що спричиняють відмову елементарних компонент (ЕК), можна побудувати узагальнений процес деградації апаратури (сукупності ЕК) з єдиною областю значень координат і загальним часом. Реалізація процесу – це зміни визначальних параметрів ЕК. Коли розглядається деградація сукупності однотипних виробів, кожен зразок подається єдиною реалізацією свого найслабшого ЕК.

Тепер охарактеризуємо побудований узагальнений процес деградації виробів. Зазначимо, що багато авторів [78, 79] описують втомне руйнування марківським процесом. У низці робіт [80, 81] показано обґрунтованість моделювання механічного зношення марківським процесом. Решта розглянутих процесів деградації є майже класичним прикладом марківського процесу дифузійного типу. Можна навести безліч прикладів ефективного використання марківських процесів як математичної моделі втрати ресурсу різноманітних технічних систем [78, 80, 81]. Тому гіпотеза про те, що узагальнений процес деградації апаратури можна розглядати як марківський, не викликає особливих нарікань.

З урахуванням сказаного вважатимемо, що побудований узагальнений процес деградації можна моделювати неперервним марківським процесом дифузійного типу, тобто процесом, що визначається стохастичним диференціальним рівнянням першого порядку такого вигляду (рівняння типу Іто):

$$dx(t) = B(t)dt + D(t)d\gamma(t), \quad (6.47)$$



де  $x(t)$  – визначальний параметр,  $B(t)$ ,  $D(t)$  – детерміновані функції, що характеризують зміни середнього значення і дисперсії визначального параметра (коефіцієнти зношування і дифузії);  $\gamma(t)$  – випадкова складова гауссового типу.

Завдання визначення розподілу часу до першої відмови апаратури у цьому випадку зводиться до розв’язання задачі першого досягнення узагальненим процесом (6.47) верхньої межі області (за нормованого процесу верхня межа дорівнює одиниці). Це завдання вирішується повністю, якщо відомою є умовна щільність імовірності переходу процесу з одного стану в інший. Для марківського процесу дифузійного типу умовна перехідна щільність описується рівнянням Фоккера–Планка–Колмогорова, що є диференціальними рівняннями в часткових похідних. Розв’язуючи останнє рівняння, необхідно задавати граничні умови, які залежать від виду реалізації процесу, зокрема від його монотонного або немонотонного характеру. Отже, схеми формалізації, а також кінцеві вирази для моделей відмов, які відповідають монотонному або немонотонному процесу деградації, дещо відрізняються і тому розглядаються окремо.

Процес деградації виробів електронної техніки, зокрема і ДА, разом з монотонними реалізаціями (механічне руйнування) унаслідок електричних явищ, має і немонотонні реалізації, тому в загальному випадку прийнято розглядати деградацію виробів як процес з немонотонними реалізаціями.

### **6.5.3. Математична модель відмов ДА**

Для того, щоб визначити вираз для значення розподілу часу до першої відмови, першого досягнення граничного рівня досліджуванним процесом (6.47), необхідно конкретизувати функції  $B(t)$  і  $D(t)$ . Розглядатимемо деградацію ДА (мається на увазі сукупність однотипних виробів) як однорідний процес, тобто з постійною середньою швидкістю і постійним середнім квадратичним відношенням швидкості (або постійним коефіцієнтом варіації швидкості). У такому разі кінетичне рівняння процесу (6.47) можна записати у вигляді

$$dx(t) = \gamma dt + b d\rho(t), \quad (6.48)$$

де  $\rho$  – коефіцієнт зношування (середня швидкість зміни визначального параметра);  $b$  – коефіцієнт дифузії ( $b^2$  – середня швидкість зміни дисперсії визначального параметра).

Якщо марківський процес дифузійного типу визначається рівнянням вигляду (6.48), то дифузія умовної перехідної щільності  $h(t_0, x_0; t, x)$  цього процесу описується рівнянням Фоккера–Планка–Колмогорова такого вигляду:

$$\frac{\partial h(t_0, x_0; t, x)}{\partial t} + \gamma \frac{\partial h(t_0, x_0; t, x)}{\partial x} - \frac{b^2}{2} \times \frac{\partial^2 h(t_0, x_0; t, x)}{\partial x^2} = 0. \quad (6.49)$$

Як відомо, щільність розподілу досягнення межі процесом, що вивчається, – щільність розподілу часу до відмови – має такий зв'язок з умовною щільністю переходу процесу з одного стану в інший:

$$f(t) = - \int_{-\infty}^1 \frac{\partial h(t_0, x_0; t, x)}{\partial t} dx. \quad (6.50)$$

Щоб визначити щільність розподілу імовірності розподілу часу до відмови  $f(t)$ , необхідно отримати вираз для  $h(t_0, x_0; t, x)$ , розв'язавши (6.49), знайти часткову похідну часу від функції  $h(t_0, x_0; t, x)$ , і одержаний вираз проінтегрувати за параметром  $x$ . Такою є схема формалізації так званих дифузійних розподілів. Їхня назва “дифузійний” зумовлена тим, що вираз для закону розподілу впливає з розв'язання рівняння дифузії імовірності.

Переходимо до розв'язання рівняння дифузії ймовірності (6.49). Рівняння (6.49) є параболічним диференціальним рівнянням у часткових похідних. Для розв'язання такого типу рівнянь необхідно встановити крайові умови, які визначаються із загальних фізичних міркувань про процес і шукану функцію.

Початкові умови в найзагальнішому випадку на підставі шуканої функції  $h(t_0, x_0; t, x)$  (щільність імовірності) можуть бути задані у вигляді

$$h(t_0, x_0; t, x)_{t=t_0} = h_0(x_0),$$

де  $h_0(x_0)$  – деякий довільний розподіл досліджуваного параметра в початковий момент. Якщо початкові значення параметра  $x$  задано (наприклад, без втрати узагальнення можна прийняти  $x_0 = 0, t_0 = 0$ ), тоді  $h_0(x_0)$  переходить в  $\delta$ -функцію

$$h(x, t)_{t=0} = \delta(x). \quad (6.51)$$

Що стосується визначення граничних умов, то тут необхідно оцінити характер реалізації процесу  $x(t)$ . Нагадаємо, що мають на увазі реалізації – зміни визначальних параметрів невідновлюваних об'єктів. Перше досягнення реалізації межі заданої області (у нашому випадку параметр змінюється від нуля до одиниці) відповідає відмові апаратури. За характером зміни реалізації необхідно визначити, чи моделює відмова перше досягнення реалізацією межі заданої області і чи може реалізація вплинути на досліджуваний процес  $x(t)$  і відповідно на шукану функцію  $h(t, x)$  надалі після першого досягнення межі.

Якщо реалізація має немонотонний характер, то після першого досягнення межі заданої області (фізично це відповідає відмові) немонотонна реалізація може знову повернутися в задану область і брати участь в спостережуваному процесі. Для того, щоб перше досягнення межі немонотонною реалізацією моделювало відмову і подальша реалізація не брала участь в спостережуваному процесі і не впливала на  $h(t, x)$ , необхідно на межі заданої області поставити граничну умову типу “поглинальний екран”. У такому разі будь-яка реалізація, вперше досягнувши його, назавжди залишиться на межі, поза заданою областю.

Оскільки було встановлено, що реалізації процесу деградації ДА можуть мати немонотонний характер, як граничні умови під час розв'язання рівняння (6.49) приймаються умови

$$h(t, x)_{x=-\infty} = 0, \quad (6.52)$$

$$h(t, x)_{x=1} = 0. \quad (6.53)$$

Перша гранична умова (6.52) є суто формальною. Оскільки процес (визначальний параметр виробів), що вивчається, не може

набувати негативних значень, встановлена ліва межа є недосяжною (природною) і ніяк не впливає на процес у заданій області. Ухвалення формальної умови (6.52) необхідне для розв'язання рівняння (6.49). Гранична умова (6.53) впливає з наведених міркувань і відповідає “поглинальному екрану” в точці  $x = 1$ .

Розв'язання рівняння (6.49) для межових умов (6.51) – (6.53) записується в такому вигляді:

$$h(t, x) = \frac{1}{b\sqrt{2\pi t}} \left[ e^{-\frac{(x-\gamma)^2}{2b^2 t}} - e^{-\frac{(x-\gamma-2)^2 - 4\gamma}{2b^2 t}} \right]. \quad (6.54)$$

Обчислимо похідну

$$\frac{\partial h(t, x)}{\partial t} = \frac{(x^2 - \gamma^2 t^2 - b^2 t)}{2b^2 t^2 \sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(x-\gamma)^2}{2b^2 t}} - \frac{[(x-2)^2 - \gamma^2 t^2 - b^2 t]}{2b^2 t^2 \sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(x-\gamma-2)^2 - 4\gamma}{2b^2 t}}$$

Підставивши останній вираз в (6.50), проінтегруємо й отримаємо вираз для щільності часу до першої відмови

$$f(t) = - \int_{-\infty}^1 \left\{ \frac{(x^2 - \gamma^2 t^2 - b^2 t)}{2b^2 t^2 \sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(x-\gamma)^2}{2b^2 t}} - \frac{[(x-2)^2 - \gamma^2 t^2 - b^2 t]}{2b^2 t^2 \sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(x-\gamma-2)^2 - 4\gamma}{2b^2 t}} \right\} dx$$

Подамо останній інтеграл у вигляді суми інтегралів

$$f(t) = I_1 + I_2,$$

де

$$I_1 = - \int_{-\infty}^1 \frac{x^2 - \gamma^2 t^2 - b^2 t}{2b^2 t^2 \sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(x-\gamma)^2}{2b^2 t}} dx;$$

$$I_2 = - \int_{-\infty}^1 \frac{x^2 - \gamma^2 t^2 - b^2 t}{2b^2 t^2 \sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(x-\gamma-2)^2 - 4\gamma}{2b^2 t}} dx.$$

Для визначення першого інтеграла робимо підстановку  $y = (x - \gamma)/b\sqrt{2t}$ ;  $dx = b\sqrt{2t}dy$ .

Якщо  $x = -\infty \rightarrow y = -\infty$ ; якщо  $x = 1 \rightarrow y = (1 - \gamma)/b\sqrt{2t}$ .

Тоді

$$\begin{aligned}
 I_1 &= - \int_{-\infty}^y \frac{2by^2 + 2\gamma y \sqrt{2t}}{2bt\sqrt{\pi}} e^{-y^2} dt = - \frac{1}{t\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^y y^2 e^{-y^2} dy - \\
 &- \frac{\gamma\sqrt{2}}{b\sqrt{\pi t}} \int_{-\infty}^y ye^{-y^2} dt + \frac{1}{2t\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^y e^{-y^2} dy = \frac{1}{t\sqrt{\pi}} \left( \frac{y}{2} e^{-y^2} - \frac{1}{2} \int_{-\infty}^y e^{-y^2} dy \right) + \\
 &+ \frac{\gamma}{b\sqrt{2\pi t}} e^{-y^2} + \frac{1}{2t\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^y e^{-y^2} dy = \left( \frac{y}{2t\sqrt{\pi}} + \frac{\gamma}{b\sqrt{2\pi t}} \right) e^{-y^2}.
 \end{aligned}$$

Виконавши зворотну заміну змінних, одержимо

$$I_1 = \frac{1 + \gamma t}{2bt\sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(1-\gamma)^2}{2b^2t}}. \quad (6.55)$$

Для визначення другого інтеграла ( $I_2$ ) робимо підстановку

$$z = (x - 2 - \gamma t) / b\sqrt{2t}; \quad dx = b\sqrt{2t} dz.$$

$$\text{При } x = -\infty \rightarrow z = -\infty; x = 1 \rightarrow z = -\frac{1 + \gamma t}{b\sqrt{2t}}.$$

Тоді

$$I_2 = \int_{-\infty}^z \frac{(2bz^2 + 2\gamma z \sqrt{2t} - b)}{2bt\sqrt{\pi}} e^{\frac{2\gamma}{b^2}z^2} dz = - \left( \frac{z}{2 + \sqrt{\pi}} + \frac{\gamma}{b\sqrt{2\pi t}} \right) e^{\frac{2\gamma}{b^2}z^2}.$$

Виконуючи зворотну заміну змінних, отримуємо

$$I_2 = \frac{1 - \gamma t}{2b + \sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(1-\gamma)^2}{2b^2t}}.$$

Підсумовуючи знайдені інтеграли, визначаємо вираз для щільності розподілу часу до відмови ДА:

$$f(t) = \frac{1}{bt\sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(1-\gamma)^2}{2b^2t}}. \quad (6.56)$$

Для однорідного процесу деградації дифузійного типу коефіцієнт дифузії має простий зв'язок із зазвичай використовуваними характеристиками процесу – середнім квадратичним відхиленням швидкості процесу ( $\sigma_\gamma$ ) і коефіцієнтом варіації процесу ( $v$ )

$$b = \sigma / \sqrt{\gamma} = v\sqrt{a}. \quad (6.57)$$

З урахуванням співвідношення (6.57) можна записати вираз розподілу часу до відмови ДА у такому вигляді

$$f(t) = \frac{1}{vt\sqrt{2\pi\gamma t}} e^{-\frac{(1-\gamma)^2}{2v^2\gamma t}}. \quad (6.58)$$

Надалі отриманий дифузійний (Diffus've) розподіл (6.58), що відповідає немонотонному (Nonmonotonic) марківському процесу, за першими буквами визначальних слів називатимемо DN- розподілом.

Щільності (6.58) відповідає функція розподілу

$$F(t) = \Phi\left(\frac{\gamma t - 1}{v\sqrt{\gamma t}}\right) + e^{v^2} \Phi\left(-\frac{\gamma t + 1}{v\sqrt{\gamma t}}\right), \quad (6.59)$$

де  $\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-\frac{x^2}{2}} dx$  – нормована функція Лапласа.

Математичне сподівання і дисперсія часу до відмови

$$M[T] = \frac{1}{v}; D[T] = v^2 / \gamma^2. \quad (6.60)$$

Як впливає з останніх співвідношень, коефіцієнт варіації розподілу часу до відмови дорівнює коефіцієнту варіації процесу деградації  $K_v [T] = v$ .

Коефіцієнти асиметрії та ексцесу DN-розподілу визначаються з виразу

$$B_s [T] = 3v; E_k [T] = 15v. \quad (6.61)$$

Необхідно відзначити важливу властивість, яку має DN-розподіл, – стійкість до операції згортки. Це означає, що DN-розподіл може бути використаний для опису відмов за нелінійної зміни середнього значення визначального параметра. При цьому неоднорідний процес квантується на однорідні ділянки і час виходу за граничний рівень виходить в результаті згортки часу напрацювання на лінеаризованих ділянках.

Процес деградації дає змогу виділити дві однорідні ділянки. На першій ділянці до переробки деякого умовного значення визначального параметра  $\Pi_0$  процес проходить з середньою швидкістю  $\gamma_1$  і коефіцієнтом варіації  $v_1$ . Час переробки на першій ділянці має деяку випадкову величину  $T_1$ . Далі, до руйнування, процес має

характеристики  $\gamma_2$  і  $v_2$ . Час переробки на другій ділянці є випадковою величиною  $T_2$ . Тоді за умови незалежності часу переробки на лінеаризованих ділянках розподіл часу загальної переробки  $t = T_1 + T_2$  (закон розподілу відмов) набуває випадкового вигляду:

$$\ell^*(t) = \int_0^{\infty} \ell(t - T_1) \ell(T_1) dT_1, \quad (6.62)$$

де

$$\ell(T_1) = \frac{1}{v_1 T_1 \sqrt{2\pi\gamma_1 T_1}} e^{-\frac{(1-\gamma_1 T_1)^2}{2v_1^2 \gamma_1 T_1}};$$

– щільність розподілу напрацювання  $T_1$  на першій ділянці;

$$\ell(T_2) = \ell(t - T_1) = \frac{1}{v_2 T_2 \sqrt{2\pi\gamma_2 T_2}} e^{-\frac{(1-\gamma_2 T_2)^2}{2v_2^2 \gamma_2 T_2}};$$

– щільність розподілу напрацювання  $T_2$  на другій ділянці.

Розв'язання задачі (6.62) для цих підінтегральних функцій призводить до значних труднощів. Рациональнішим є спосіб отримання необхідних результатів на підставі використання похідних функцій. Як відомо, твірна функція розподілу (6.62) є добутком твірних функцій розподілів, що згортаються.

Визначимо вираз для твірної функції DN-розподілу, використовуючи такі співвідношення

$$\varphi(\tau) = \int_0^{\infty} f(t) e^{t\tau} dt. \quad (6.63)$$

Підставимо значення щільності, і після деяких перетворень маємо

$$\varphi(\tau) = \frac{e^{\frac{1}{v^2} \left( 1 - \sqrt{1 - \frac{2v^2\tau}{\gamma}} \right)}}{v\sqrt{2\pi\gamma}} \int_0^{\infty} \frac{1}{t\sqrt{t}} e^{-\left[ \frac{1}{v\sqrt{2\gamma t}} - \sqrt{t \left( \frac{\gamma}{2v^2} - \tau \right)} \right]} dt.$$

Робимо підстановку  $U = \frac{1}{v\sqrt{2\gamma t}}$ ;  $dU = -\left(1/2vt\sqrt{2\gamma t}\right) dt$ .

Якщо  $t = 0 \rightarrow U = \infty$ ; при  $t = \infty \rightarrow U = 0$ . Тоді можна записати

$$\varphi_1(t) = \varphi(\tau) = \frac{2e^{\frac{1}{v^2} \left( 1 - \sqrt{1 - \frac{2v^2\tau}{\gamma}} \right)}}{\sqrt{\pi}} \int_0^\infty e^{-\left[ U - \frac{\sqrt{\frac{\gamma}{2v^2} - \tau}}{Uv} \right]^2} dV$$

Зробимо ще одну заміну змінних:

$$Z = \frac{\sqrt{\gamma/2v^2 - \tau}}{Uv\sqrt{2\gamma}}; \quad dV = -\frac{V^2 v \sqrt{2\gamma}}{\sqrt{\gamma/2v^2 - \tau}} dz.$$

Якщо  $U = 0 \rightarrow z = \infty$ ; якщо  $U = \infty \rightarrow z = 0$ .

Тоді

$$\varphi_2 = \varphi(\tau) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} e^{\frac{1}{v^2} \left( 1 - \sqrt{1 - \frac{2v^2\tau}{\gamma}} \right)} \int_0^\infty \frac{\sqrt{\gamma/2v^2 - \tau}}{z^2 v \sqrt{2\gamma}} e^{-\left[ z - \frac{\sqrt{\gamma/2v^2 - \tau}}{zv\sqrt{2\gamma}} \right]^2} dz.$$

Формально замінюємо змінну

$$\varphi_2 = \frac{2}{\sqrt{\pi}} e^{\frac{1}{v^2} \left( 1 - \sqrt{1 - \frac{2v^2\tau}{\gamma}} \right)} \int_0^\infty \frac{\sqrt{\gamma/2v^2 - \tau}}{U^2 v \sqrt{2\gamma}} e^{-\left[ U - \frac{\sqrt{\gamma/2v^2 - \tau}}{Uv\sqrt{2\gamma}} \right]^2} dv.$$

Визначимо

$$\varphi(\tau) = \frac{\varphi_1 + \varphi_2}{2} = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{\frac{1}{v^2} \left( 1 - \sqrt{1 - \frac{2v^2\tau}{\gamma}} \right)} \times \int_0^\infty \frac{U^2 v \sqrt{2\gamma} + \sqrt{\gamma/2v^2 - \tau}}{U^2 v \sqrt{2\gamma}} e^{-\left[ U - \frac{\sqrt{\gamma/2v^2 - \tau}}{Uv\sqrt{2\gamma}} \right]^2} dU.$$

Робимо підстановку

$$z = U - \frac{\sqrt{\gamma/2v^2 - \tau}}{Vv\sqrt{2\gamma}}; \quad dU = \left( 1 + \frac{\sqrt{\gamma/2v^2 - \tau}}{U^2 v \sqrt{2\gamma}} \right)^{-1} dz.$$

Якщо  $U = 0 \rightarrow z = -\infty$ ; якщо  $U = \infty \rightarrow z = \infty$



Тоді

$$\varphi(\tau) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{\frac{1}{v^2} \left( 1 - \sqrt{1 - \frac{2v^2\tau}{\gamma}} \right)} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-z^2} dz = e^{\frac{1}{v^2} \left( 1 - \sqrt{1 - \frac{2v^2\tau}{\gamma}} \right)}. \quad (6.64)$$

Отже, функція шуканого розподілу (6.62) має вигляд

$$\begin{aligned} \varphi^*(\tau) &= \varphi_{T_1}(\tau) \varphi_{T_2}(\tau) = \\ &= \exp \left[ \frac{v_1^2 - v_2^2}{v_1^2 v_2^2} - \left( \frac{1}{v_1^2} \sqrt{1 - \frac{2v_1^2\tau}{\gamma_1}} + \frac{1}{v_2^2} \sqrt{1 - \frac{2v_2^2\tau}{\gamma_2}} \right) \right]. \end{aligned}$$

Знайдемо математичне сподівання розподілу (6.62)

$$M[T] = \frac{d\varphi^*(\tau)}{d\tau} \Bigg|_{\tau=0} = \frac{1}{\gamma_1} + \frac{1}{\gamma_2} = \frac{\gamma_1 + \gamma_2}{\gamma_1 \gamma_2}. \quad (6.65)$$

Визначимо дисперсію шуканого розподілу (6.62)

$$D[T] = \left[ \frac{d^2\varphi^*(\tau)}{d\tau^2} + \left( \frac{d\varphi^*(\tau)}{d\tau} \right)^2 \right]_{\tau=0} = \frac{v_1^2}{\gamma_1^2} + \frac{v_2^2}{\gamma_2^2}. \quad (6.66)$$

Тепер неважко переконатися, що математичне сподівання (6.65) і дисперсія (6.66) мають розподіл такого вигляду:

$$\begin{aligned} f(t) &= \frac{(\gamma_1 + \gamma_2)^{3/2}}{t \sqrt{2\pi t \gamma_1 \gamma_2 (\gamma_1^2 v_2^2 + \gamma_2^2 v_1^2)}} \times \\ &\times \exp \left[ -\frac{(\gamma_1 + \gamma_2)(\gamma_1 + \gamma_2 - \gamma_1 \gamma_2 t)^2}{2t \gamma_1 \gamma_2 (\gamma_1^2 v_2^2 + \gamma_2^2 v_1^2)} \right]. \end{aligned} \quad (6.67)$$

Замінивши константи в (6.67) так:

$$\gamma = \frac{\gamma_1 \gamma_2}{\gamma_1 + \gamma_2}; \quad v = \frac{\sqrt{\gamma_1^2 v_2^2 + \gamma_2^2 v_1^2}}{\gamma_1 + \gamma_2},$$

отримаємо вираз (6.58). Без особливих труднощів можна послідовно виконати згортку розподілів переборок для довільної кількості ділянок лінеаризації. Вид дифузійного розподілу при цьому зберігається.

## 6.6. Дослідження моделей відмов ДА

### 6.6.1. Порівняльний аналіз імовірнісно-фізичних моделей відмов ДА

Поза сумнівом, найважливішим критерієм вибору теоретичної моделі надійності (моделі відмов) об'єктів є фізичне обґрунтування. З цих позицій імовірнісно-фізичним моделям відмов треба надати перевагу порівняно із строго імовірнісними моделями (Вейбулла, логарифмічно-нормального, гамма-розподілу тощо). На цей час використовуються чотири види двопараметричних імовірнісно-фізичних моделей відмов (альфа-розподіл, нормальний, DM- і DN- розподіл), які побудовані на підставі аналізу одного типу процесу деградації – стаціонарного зношування і мають параметри з однаковою фізичною інтерпретацією. Але внаслідок різних схем формалізації вирази для законів розподілу відмов, а також формальні властивості цих моделей істотно розрізняються. Становить інтерес порівняльна оцінка згаданих імовірнісно-фізичних моделей надійності ДА.

Однією з перших спроб ідеалізації деградації при формалізації моделі параметричних відмов стало подання зміни визначального параметра у вигляді лінійного закону. Розв'язання задачі побудови моделі відмов для цієї ідеалізованої схеми детально розглянуто в [68]. Розв'язання поставленої задачі зводиться до схеми Кентейна, коли з дослідними даними зіставляється такий розподіл випадкової величини  $T$ , щоб деяка функція  $\xi(T)$  мала нормальний розподіл. Взявши за функцію  $\xi(T)$  швидкість  $\gamma(T)$  і застосувавши відоме правило отримання законів розподілу функцій випадкових аргументів, одержимо розподіл напрацювання заданого рівня визначального параметра, названий в [68] альфа-розподілом:

$$F(T) = \Phi \left[ \frac{(\gamma T - 1)}{\gamma T} \right]. \quad (6.68)$$

У [68, 69] пропонується такий розподіл напрацювання граничного значення визначального параметра:

$$F(T) = \Phi \left[ \frac{(\gamma T - 1)}{v\sqrt{\gamma}} \right]. \quad (6.69)$$

Розподіл (6.69) отримуємо на підставі запропонованої гіпотези про сильне “перемішування” стаціонарного процесу зношування, за

якого зміна дисперсії передбачається пропорційною до часу, а розподіл часу напрацювання для великих значень зношування є асимптотично нормальним.

Необхідно зауважити, що допущення про лінійний зв'язок дисперсії визначального параметра і часу не відповідає емпіричним даним і є неправильним з математичного аспекту. Відомо, що для стаціонарного зношування зміна дисперсії зношення є пропорційною до квадрата часу. Помилкова спроба авторів [69] задати розподіл відмов зношування нормальним привела до того, що не дотримано розмірності аргументу функції Лапласа (6.69).

Відома інша схема формалізації нормального параметричного розподілу, яка полягає в тому, що розподіл часу до відмови вважають нормальним:

$$F(T) = \Phi\left[\frac{(t - T_0)}{\sigma_0}\right], \quad (6.70)$$

де  $T_0, \sigma_0$  – відповідно середнє значення і середньоквадратичне відхилення напрацювання.

Зв'язок параметрів розподілу (6.70) з характеристиками деградації встановлюють з таких простих міркувань. Середнє напрацювання пов'язане з середньою швидкістю процесу співвідношенням  $T_0 = 1/\gamma$ . Значення другого параметра визначається з допущення гіпотези рівності коефіцієнтів часу процесу деградації і розподілу напрацювання до відмови  $\sigma_0 = \gamma T_0 = v/\gamma$ . Підставляючи значення параметрів в (6.70), отримуємо

$$F(T) = \Phi\left[\frac{(\gamma t - 1)}{v}\right]. \quad (6.71)$$

Як видно, останній вираз нормального параметричного розподілу відрізняється від (6.69). Треба зазначити, що схеми формалізації імовірісно-фізичних моделей надійності (6.69) і (6.71) не є математично строгими.

Моделям, якими є монотонний і немонотонний марківські процеси, відповідають розподіли (6.59) і

$$F(T) = \Phi\left(\frac{\gamma t - 1}{v\sqrt{\gamma t}}\right). \quad (6.72)$$

Математичні моделі процесу деградації, а також аналітичні вирази помітно відрізняються. Необхідно зазначити, що моделі цих процесів істотно розрізняються і з фізичного погляду. Зокрема процес,

що ідеалізується, відомий в літературі як випадковий процес, свідчить про те, що його характеристики повністю визначаються початковим станом і не залежать від механіко-фізико-хімічних процесів деградації, які проходять усередині об'єктів, під дією зовнішніх умов і часу. Протилежною в певному сенсі є модель – “сильно змішаний” гауссівський процес (нормальний параметричний розподіл). Справді, процес з “сильно змішаними” реалізаціями має кореляційну функцію, що швидко загасає, тобто практично не залежить від початкового стану. Швидкість деградації кожного приладу є схильною до випадкових коливань в процесі експлуатації, зумовлених деградаційними процесами, залежними від властивостей матеріалу і зовнішніх дій. Марківські ж моделі мають узагальнювальні фізичні властивості, частково притаманні першій і другій моделям.

З формального погляду імовірісно-фізичні моделі надійності ДА є двопараметричними функціями. Проте простішими видаються моделі (6.59), (6.69), (6.72), які мають точні аналітичні вирази для всіх характеристик і моментів розподілу. Моменти ж  $\alpha$ -розподіли (6.68), як відомо, визначаються наближеними залежностями, що набагато ускладнює їхнє використання на практиці.

Залежність щільності DM-розподілу займає проміжне положення між симетричним нормальним розподілом і більш витягнутим  $\alpha$ -розподілом. Залежність щільності DN-розподілу і  $\alpha$ -розподілу мають значний поріг нечутливості і позитивний ексцес і є асиметричнішими. Аналіз цих залежностей показує, що зіставлявані розподіли мають різні зони високої надійності. Це означає, що оцінка квантів малого рівня, тобто призначення гамма-процентного ресурсу, істотно залежить від вибраного типу моделі надійності.

Надзвичайно чутливим і важливим показником, що характеризує поведінку ДА, є функція інтенсивності відмов. Інтенсивності відмов порівнювальних законів також ведуть себе по-різному. Досліджувані залежності інтенсивностей відмов, за винятком нормального розподілу, починаються з нуля. Далі залежність інтенсивності нормального розподілу при  $t \rightarrow \infty$  прямує до нескінченності, залежність інтенсивності  $\alpha$ -розподілу зменшується до нуля, а інтенсивність відмов дифузійного розподілу при  $t \rightarrow \infty$  прямує до константи, яка дорівнює  $\gamma/2v^2$ .

Отже, аналіз основних залежностей імовірісно-фізичних моделей надійності показує, що моделі, що порівнюються, мають

закономірності, що істотно відрізняються, і визначають кількісні показники надійності. За допомогою формального аналізу виділено дифузійні розподіли, але остаточно ступінь адекватності моделі встановлюється після визначення можливостей моделі за вирівнюванням явищ, що вивчаються.

Необхідно зазначити, що, застосовуючи ідеалізацію зміни визначального параметра і виду його окремих реалізацій, фундаментом, на якому будується, по суті, прогнозований процес, є розподіл часу виходу визначального параметра за граничний рівень. Адекватність математичних моделей випадкових процесів і реальних процесів зношування визначає адекватність прогнозованого розподілу (час виходу з ладу ДА) реальному розсіюванню відмов генеральної сукупності. Встановлення адекватності гіпотетичної моделі реальному процесу, що вивчається, є важким завданням, коли порівнюються випадкові процеси. У цьому випадку адекватність імовірісно-фізичної моделі надійності може бути оцінена з двох аспектів. По-перше, вивченням початкових ідеальних і реальних процесів зношування і, по-друге, порівнянням прогнозованого розподілу і дослідних даних відмов. Другий шлях є реальнішим і важливішим з практичного погляду.

### **6.6.2. Оцінка коефіцієнта варіації розподілу параметрів напрацювання елементів ДА**

Аналіз відмов напівпровідникових приладів й інтегральних схем [74, 75] показує, що найбільша частка відмов зумовлена явищами втомлюваності матеріалів унаслідок циклічних, температурних, струмових і механічних навантажень. Як відомо, процеси втомлюваності, а також втомлювальна довговічність мають коефіцієнт варіації близько 0,4–0,8. Частина відмов, зумовлена іншими явищами, зокрема пов'язаними з протіканням електричного струму і накопиченням зарядів, також робить свій внесок до розсіювання (дисперсії) відмов. Отже, можна допустити, що коефіцієнт варіації процесів деградації напівпровідникових приладів та інтегральних схем (а також інших виробів) з урахуванням основних процесів має значення в межах 0,7–1,2.

Відзначимо, що похибка в оцінці коефіцієнта варіації в межах 25–30 % призводить до такої самої похибки об'єктів до відмови оцінки прогнозованого сподівання напрацювання повністю за DN-розподілом.

Завищення оцінки коефіцієнта варіації зумовлює завищення прогнозованого математичного сподівання часу до відмови. У зв'язку з останнім необхідно оцінювати коефіцієнт варіації за нижнім рівнем, забезпечуючи деякий запас у реальній надійності ДА.

З урахуванням вищесказаного, принаймні до уточнення оцінки цього параметра, можна прийняти значення коефіцієнта часу таким, що дорівнює одиниці.

## 6.7. Модель надійності необслуговуваної ДА

Розглянемо методи побудови математичних моделей надійності необслуговуваної (невідновної) ДА. Відсутність обслуговування значною мірою спрощує опис тих змін, які зумовлюють вихід з ладу ДА або окремого його елемента. Та все ж завдання розроблення математичної моделі надійності залишається вельми складним. Ця складність визначається передусім характером взаємодії окремих елементів апаратури або її структурою.

Проектування деяких приладів ДА висуває на перший план завдання вибору якнайкращої в деякому розумінні структури або способу з'єднання її окремих елементів. Одним з прикладів абстрактної постановки такого завдання є завдання Прима [82] про побудову найкоротших пов'язуючих зв'язків.

Розглянемо однофункціональну апаратуру. Такій ДА можна поставити у відповідність двополюсну структуру. Для опису процесу її роботи знадобляться наступні кроки з розроблення моделей функціонування елементів апаратури. Надалі, вважаючи відомою надійність окремих елементів, перейдемо до вивчення надійності ДА.

На першому етапі необхідно визначити, що є відмовою або які умови виходу апаратури з ладу. Отже, визначення умов відмови апаратури – це основний етап під час розроблення математичної моделі надійності.

Надійність однофункціональної апаратури за умови однакової надійності елементів можна подати у такому вигляді:

$$R_c = \sum_{i=1}^n C_i R^i (1 - R)^{n-1}, \quad (6.73)$$

де  $R$  – надійність елемента;  $n$  – загальна кількість елементів, а  $C_i$  – кількість зв'язків утворених між двома полюсами в апаратурі за умови, що  $i$  елементів її справні.

Але визначення надійності двополюсної структури значною мірою ускладнюється, коли елементи мають неоднакову надійність. Для апаратури з двополюсною структурою, елементи яких можуть перебувати в двох станах: справному або несправному, Едері і Прошак запропонували спосіб обчислення верхньої і нижньої меж надійності.

Цей спосіб ґрунтується на введенні понять зв'язаної системи, мінімальних шляхів і мінімальних перерізів. Зупинимось коротко на викладенні цього підходу. Нехай змінна  $x_i$  набуває двох значень 1 чи 0 залежно від справності  $i$ -го елемента. Тоді вектор  $X = (x_1, \dots, x_n)$  характеризує стан усіх  $n$  елементів ДА. Працездатність апаратури або її надійність можна подати символом  $\varphi$ , котрий, взагалі кажучи, залежить від  $X$ . У [83] зв'язаною системою називається така система, для якої функція  $\varphi(X)$  задовольняє такі умови:

$$\begin{aligned}\varphi(1) &= 1; \quad 1 = (1, \dots, 1), \\ \varphi(0) &= 0; \quad 0 = (0, \dots, 0),\end{aligned}\tag{6.74}$$

$$\varphi(X) \geq \varphi(Y) \text{ якщо } x_i \geq y_i, i = 1, \dots, n.$$

Пояснимо сенс введеного визначення зв'язаної системи. Природною умовою надійної роботи апаратури є умова надійності роботи всіх її елементів. Очевидно також і те, що апаратура не працюватиме при виході з ладу всіх її елементів. І, нарешті, якщо деяка сукупність  $A$  справних елементів забезпечує успішну роботу ДА, то вона буде також надійно працювати за умови, що несправні елементи утворюють сукупність  $A^I$  таку, що  $A^I \supset A$ . Ця умова і становить третій пункт визначення (6.74).

Апаратура з двополюсною структурою, елементи якої можуть перебувати з погляду надійності в двох можливих станах, є прикладом зв'язаної системи. Характеристикою зв'язаних систем або апаратури слугує поняття шляху, яке визначається як сукупність елементів, нормальне функціонування яких забезпечує їхню нормальну роботу. Своєю чергою, перетин є сукупністю елементів, відмова яких гарантує відмову апаратури. Мінімальний шлях зв'язаної системи являє собою такий шлях, коли не існує інших шляхів, утворених сукупностями елементів, що належать цьому шляху повністю. Аналогічно визначається мінімальний переріз. Кожному мініальному шляху  $A_j$  (зв'язана система має скінченну

кількість мінімальних шляхів  $A_1 \dots A_r$  і мінімальних перетинів  $B_1 \dots B_s$ ) можна поставити у відповідність деяку функцію

$$\alpha_j(X) = \prod_{i \in A_j} x_i, \quad (6.75)$$

яка набуває значення 1, якщо всі елементи цього шляху  $A_j$  справні, і 0 – в решті випадків, а кожному мініальному перетину  $B_k$  -функцію

$$\beta_k(X) = 1 - \prod_{i \in B_k} (1 - x_i), \quad (6.76)$$

яка набуває значення 0, якщо всі елементи перетину  $B_k$  несправні, і значення 1 – у решті випадків. Виявляється, що умову надійної роботи апаратури можна подати за допомогою таких виразів для функції  $\varphi(X)$ :

$$\varphi(x) = 1 - \prod_{j=1}^r [1 - \alpha_j(x)], \quad (6.77)$$

$$\varphi(x) = \prod_{k=1}^s \beta_k(x), \quad (6.78)$$

тобто у вигляді умови надійності апаратури, структура якої являє собою паралельне з'єднання мінімальних шляхів або системи, структура якої – це послідовне з'єднання мінімальних перетинів.

У [83] показано, що якщо система або апаратура є зв'язаною і складається із статистично незалежних елементів, то її надійність визначається такою нерівністю:

$$\prod_{k=1}^s P\{\beta_k(x) = 1\} \leq P\{\varphi(x) = 1\} = R_c \leq 1 - \prod_{j=1}^r [1 - P\{\alpha_j(x) = 1\}]. \quad (6.79)$$

яка справедлива за будь-яких значень надійності її елементів. Враховуючи, що

$$P\{\alpha_j(x) = 1\} = \prod_{i \in A_j} R_i \quad (6.80)$$

$$P\{\beta_k(x) = 1\} = \prod_{i \in B_k} (1 - R_i),$$

де  $R_i$  – імовірність надійної роботи  $i$ -го елемента  $R_i = P\{x_i = 1\}$ .



Нерівність (6.79) можна подати у такому вигляді:

$$\prod_{k=1}^s \left[ 1 - \prod_{i \in B_k} (1 - R_i) \right] \leq R_c \leq 1 - \prod_{j=1}^r \left( 1 - \prod_{i \in A_j} R_i \right). \quad (6.81)$$

Корисність нерівностей (6.79) і (6.81) очевидна, оскільки для низки складної апаратури точний вираз для функції надійності украй важко отримати. Як приклад розглянемо систему АСІДК-21. Припускаючи тепер, що елементи мають неоднакову надійність  $R_1$ ,  $R_2$ ,  $R_3$ ,  $R_4$  і  $R_5$ , подамо цю структуру за допомогою мінімальних шляхів і мінімальних перетинів, як показано:

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= x_1 x_4 x_5, & \beta_1 &= 1 - (1 - x_1)(1 - x_2); \\ \alpha_2 &= x_2 x_3 x_5, & \beta_2 &= 1 - (1 - x_3)(1 - x_4); \\ \alpha_3 &= x_1 x_3, & \beta_3 &= 1 - (1 - x_1)(1 - x_5)(1 - x_4); \\ \alpha_4 &= x_2 x_4, & \beta_4 &= 1 - (1 - x_3)(1 - x_5)(1 - x_2). \end{aligned} \quad (6.82)$$

Після цього залишається скористатися формулами (6.81). Перша частина нерівності (6.81) – це вираз для надійності системи, що складається з мінімальних шляхів. Розглянутий спосіб не дає змоги визначити точні значення надійності. Якщо необхідно отримати точний вираз для функції надійності двополусної системи, роблять так. Виділяють всі можливі шляхи, які забезпечують зв'язок між полюсами. Вважається, що кожен шлях виходить з ладу, коли відмовляє будь-який його елемент, а апаратура відмовить у разі відмови всіх шляхів. Позначимо через  $S_i$  подію, що полягає в тому, що  $i$ -й елемент апаратури нормально функціонує, символами  $\cup$  і  $\cap$  – суму і добуток подій. Тоді функцію надійності для ДА можна подати так:

$$R_{AB} = P\{(S_1 \cap S_3) \cup (S_1 \cap S_5 \cap S_4) \cup (S_2 \cap S_5 \cap S_3) \cup (S_2 \cap S_4)\}.$$

Відзначимо, що в окремі групи елементів (або шляхи) можуть входити одні і ті самі елементи, про що вже згадувалося. Тому для розкриття виразу  $R_{AB}$  необхідно використовувати відому формулу для суми груп подій:

$$\begin{aligned} P\{A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n\} &= \sum_{i=1}^n P\{A_i\} - \sum_{1 \leq i_1 < i_2 \leq n} P\{A_{i_1} \cap A_{i_2}\} + \\ &+ \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < i_3 \leq n} P\{A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap A_{i_3}\} + \dots + (-1)^{n-1} P\{A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n\}. \end{aligned}$$

Застосовуючи цю формулу для такого випадку, неважко переконатися в тому, що

$$R_{AB} = P_{13} + P_{145} + P_{235} + P_{24} - P_{1345} - P_{1235} - P_{2345} - P_{1245} - P_{1234} + 2P_{12345},$$

де  $P_{ijk\dots}$  – скорочена форма запису імовірності

$$P\{S_i \cap S_j \cap S_k \cap \dots\}.$$

У практичних випадках, за великої кількості елементів ДА і для розгалуженої структури, застосування точного виразу для визначення надійності пов'язане з великими обчислювальними труднощами.

## 6.8. Моделі надійності обслуговуваної ДА

Розглянемо моделі, що дають змогу враховувати сам процес усунення несправностей, причому, якщо апаратура використовується не безперервно, то своєчасне усунення виниклих несправностей створює такі самі передумови для підвищення надійності ДА, як і резервування за безперервної роботи. Спосіб виявлення й усунення несправностей, а також передбачувані розподіли часу справного стану устаткування і часу усунення несправностей – ось основні чинники, що визначають математичну модель надійності. Говорячи про розподіл часу справного стану, підкреслюється той факт, що несправність іноді може не призвести до відмови апаратури в загальноприйнятому сенсі.

Розглянемо питання розроблення математичної моделі надійності за експоненціального розподілу часу безвідмовної роботи окремих елементів і довільного розподілу часу усунення несправностей  $G(t)$ . Нехай умовна імовірність того, що ремонт закінчиться в інтервалі  $(t, t + dt)$  за умови, що він ще продовжується у момент часу  $t$ , дорівнює

$$\mu(t)dt = g(t)dt / [1 - G(t)].$$

Звернемося спочатку до випадку нерезервованої апаратури, до якої належить ДА. Згідно з припущенням розподіл часу безвідмовної роботи апаратури має вигляд

$$R(t) = \begin{cases} e^{-\lambda t}, & t \geq 0, \\ 0, & t < 0. \end{cases}$$

Позначимо через  $X(t)$  випадкову величину, яка набуває значення:

- 1) 0, якщо система справна в деякий момент часу  $t$ ,
- 2) 1, якщо система перебуває у ремонті в цей момент часу  $t$ ;

а через  $A(t)$  – імовірність того, що система справна в момент часу  $t$ :  $A(t) = P\{X(t) = 0\}$ . Якщо система ремонтується в момент часу  $t$ , тобто  $X(t) = 1$ , то  $\eta(t)$  – випадкова величина, яка вказує, скільки часу до моменту  $t$  ремонт вже продовжується, а  $p(t, u)du = P\{X(t) = 1; u < \eta(t) < u + du\}$  означає імовірність того, що апаратура ремонтується в момент часу  $t$  і, що до цього моменту час ремонту триває  $u < \eta(t) < u + du$ . Якщо відомо, що при  $t = 0$  апаратура була справною, то  $0 \leq u \leq t$ , а в протилежному випадку  $0 \leq u \leq \infty$ . Необхідно визначити імовірність  $A(t)$ , враховуючи, що апаратура при  $t = 0$  справна, і тому  $A(0) = 1$ ,  $p(0, u) = 0$ . Використовуючи звичайні міркування про можливості змін стану цієї апаратури в інтервалі  $(t, t + \Delta t)$ , за формулою повної імовірності можна записати:

$$A(t, t + \Delta t) = A(t)(1 - \lambda\Delta t) + \Delta t \int_0^t p(t, u)\mu(u)du + o(\Delta t). \quad (6.83)$$

Друга складова в правій частині виразу (6.83) – це імовірність завершення ремонту в інтервалі  $(t, t + \Delta t)$ , оскільки до моменту  $t$  ремонт може продовжуватися будь-який час  $0 \leq u \leq t$  через це, що в початковий момент апаратура є справною з імовірністю  $A(0) = 1$ . Ще один вираз складемо, враховуючи, що ДА перебуває у ремонті до моменту  $t + \Delta t$  часу  $u + \Delta t$ , якщо до моменту  $t$  час ремонту продовжується  $0 \leq u \leq t$  і за інтервал  $(t, t + \Delta t)$  не був завершений:

$$p(t + \Delta t, u + \Delta t) = p(t, u)(1 - \mu(u)\Delta t) + o(\Delta t). \quad (6.84)$$

Розділивши обидві частини (6.83) і (6.84) на  $\Delta t$  і переходячи до границі при  $\Delta t \rightarrow 0$ , отримаємо таку систему рівнянь:

$$\frac{dA(t)}{dt} = -\lambda A(t) + \int_0^t p(t, u)\mu(u)du, \quad (6.85)$$

$$\frac{\partial p(t, u)}{\partial t} + \frac{\partial p(t, u)}{\partial u} = -\mu(u)p(t, u)$$

з граничною умовою

$$p(t, 0) = \lambda A(t), \quad (6.86)$$

яка визначається таким співвідношенням:

$$p(t + \Delta t, \Delta t) = \lambda A(t) \Delta t + O(\Delta t).$$

Враховуючи, що  $\mu(u)du = \frac{g(u)du}{1-G(u)} = \frac{G(u+du) - G(u)}{1-G(u)}$ , вико-

ристовуємо заміну функцій:

$$p(t, u) = q(t, u)(1 - G(u)). \quad (6.87)$$

Тоді рівняння (6.85) набуває такого вигляду:

$$\begin{aligned} \frac{dA(t)}{dt} &= -\lambda A(t) + \int_0^t q(t, u)g(u)du, \\ \frac{\partial q(t, u)}{\partial t} + \frac{\partial q(t, u)}{\partial u} &= 0, \end{aligned} \quad (6.88)$$

а гранична умова записується як  $q(t, 0) = \lambda A(t)$ .

Застосувавши до другого рівняння (6.88) перетворення Лапласа

$$\bar{q}(s, u) = \int_0^{\infty} e^{-st} q(t, u) dt,$$

отримаємо

$$s\bar{q}(s, u) + \frac{\partial \bar{q}(s, u)}{\partial u} = 0,$$

звідси безпосередньо випливає, що

$$\bar{q}(s, u) = \bar{q}(s, 0)e^{-su}.$$

Співмножник  $e^{-su}$  укаже на запізнювання, і тому на підставі граничної умови (6.86) встановлюємо, що

$$q(t, u) = \begin{cases} \lambda A(t - u), & t > u, \\ 0 & t \leq u. \end{cases} \quad (6.89)$$

Враховуючи (6.89), перепишемо перше рівняння (6.88) у вигляді

$$\frac{dA(t)}{dt} = -\lambda A(t) + \lambda \int_0^t A(t - u)g(u)du. \quad (6.90)$$

Застосовуючи до рівняння (6.90) перетворення Лапласа за умови, що  $A(0) = 1$  згідно з теоремою про композицію [84] отримаємо:

$$s\bar{A}(s) - 1 = -\lambda \bar{A}(s) + \lambda \bar{A}(s)\bar{g}(s) \quad (6.91)$$

або

$$\bar{A}(s) = [s + \lambda(1 - \bar{g}(s))]^{-1}, \quad (6.92)$$

де

$$\bar{A}(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} A(t) dt ; \quad \bar{g}(s) = \int_0^t e^{-st} g(t) dt .$$

Випадковий процес  $X(t)$ , що описує поведінку апаратури в часі, має у цьому випадку фазовий простір, що складається з сукупності станів  $\{i; 0, 1\}$  з напівпрямою  $u \geq 0$  при  $i = 1$ . Такий процес згідно з [84] назвемо лінійним марківським процесом. У [84] доведено, що існує єдиний стаціонарний розподіл імовірності, що є розв'язком рівнянь, отриманих з (6.84) за допомогою переходу до границі при  $t \rightarrow \infty$ , коли

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{dA(t)}{dt} = 0 \quad \text{і} \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\partial p(t, u)}{\partial t} = 0 ,$$

$$0 = -\lambda A(\infty) + \int_0^{\infty} p(\infty, u) \mu(u) du , \quad (6.93)$$

$$\frac{\partial p(\infty, u)}{\partial u} = -p(\infty, u) \mu(u) \quad \text{при} \quad p(\infty, u) = \lambda A(\infty) .$$

З другого рівняння (6.93) безпосередньо виходить, що

$$p(\infty, u) = p(\infty, 0) e^{-\int_0^u \mu(y) dy} = \lambda A(\infty) e^{-\int_0^u \mu(y) dy} , \quad (6.94)$$

а оскільки

$$A(\infty) + \int_0^{\infty} p(\infty, u) du = 1 ,$$

то

$$A(\infty) = \left[ 1 + \lambda \int_0^{\infty} e^{-\int_0^u \mu(y) dy} du \right]^{-1} . \quad (6.95)$$

Зазначимо, що якщо  $\mu(y) = \mu$  то

$$A(\infty) = \left[ 1 + \lambda \int_0^{\infty} e^{-\mu u} du \right]^{-1} = \frac{\mu}{\mu + \lambda} .$$

Достатньо докладний опис методики складання подібних рівнянь подано в [84], де одночасно викладено основні питання теорії лінійних марківських процесів і їхнє застосування до задач теорії надійності.

## СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Орнатский П.П. Теоретические основы информационно-измерительной техники. – К.: Вища школа, 1983. – 455 с.
2. Полупроводниковые детекторы в экспериментальной физике / Ю.К. Акимов, О.В. Игнатъев, А.И. Калинин, В.Ф. Кушнирук. – М.: Энергоатомиздат, 1989. – 344 с.
3. Westphal G. On the performance of loss-free counting a method for real-time compensation of dead-time and pile-up losses in nuclear spectroscopy // Nucl. Instrum Meth., 1979, v. 163, p. 189.
4. Засоби та методи вимірювань неелектричних величин / Є.С. Поліщук, М.М. Дорожовець, Б.І. Стадник, О.В. Івахів, Т.Г. Бойко, А. Коваль-чик. – Львів: Бескид Біт, 2008. – 618 с.
5. Данчеев В.П. Цифро-частотные вычислительные устройства. – М.: Энергия, 1976. – 176 с.
6. Данчеев В.П., Кинкладзе К.К. Развертывающие цифровые функциональные преобразователи: Гибкое использование памяти. – М.: Энергоатомиздат, 1990. – 120 с.
7. Мельников А.А., Рыжевский А.Г., Трифонов Е.Ф. Обработка частотных и временных импульсных сигналов. – М.: Энергия, 1976. – 136 с.
8. Оберман Р.М.М. Счет и счетчики: Пер. с англ. – М.: Радио и связь, 1984. – 176 с.
9. Дудыкевич В.Б. Число-импульсные измерительные преобразователи кодов: Автореф. дис. ... д-ра техн. наук. – Львов, 1991. – 36 с.
10. Лопачак О.М. Засоби опрацювання сигналів дозиметричних детекторів: Автореф. дис. ... канд. техн. наук. – Львів, 2003. – 18 с.
11. Maksymovych V., Dudykevych V., Gorpeniuk A. New hardware for pulse fluxes processing // Proceedings of the X Polish national conference “Application of microprocessors in automatic control and measurements”, v.2. – Warsaw, Poland, 1996. – P. 150–157.
12. Максимович В.М. Теорія аналізу та синтезу число-імпульсних функціональних перетворювачів. Автореф. дис. ... докт. техн. наук. – Львів, 2007. – 33 с.
13. Способ определения интенсивности излучения. А.с. СССР № 1364009, МКИ<sup>4</sup>G01T1/16. / А.Н. Галушка – Рег. 11.12.85. – 4 с.
14. Способ определения интенсивности излучения. А.с. СССР № 1496490, МКИ<sup>4</sup>G01T1/16. / А.Н. Галушка – Рег. 01.06.87. – 6 с.

15. Галушка А.Н., Фоминых В.И. Описание пуассоновских процессов. – М.: Атомная энергия. – Т. 79. – Вып. 6. – С. 836.
16. Галушка А.М., Каденко І.М., Ермоленко Р.В. Застосування диференціального підходу для оцінки характеристик пуассонівських потоків // Вісник Київського національного університету. – 1999. – № 3. – С. 369–377.
17. Лопачак О.М., Максимович В.М. Алгоритм роботи дозиметричних пристроїв з блоками детектування низької чутливості // Вісник Нац. ун-ту “Львівська політехніка” – “Комп’ютерна інженерія та інформаційні технології”. – 2002. – № 450. – С. 161–165.
18. Галушка А.Н., Ермоленко Р.В., Каденко І.Н., Сторонский Ю.Б. Некоторые проблемные вопросы прикладной метрологии и пути их решения // Метрология и приборостроение. – 2001. – № 1–2. – С. 53–60.
19. Галушка А.Н., Ермоленко Р.В., Каденко І.Н., Сторонский Ю.Б. Дифференциальный метод измерения пуассоновских процессов // Метрология и приборостроение. – 2001. – № 1–2. – С. 61–68.
20. Каденко І.Н., Галушка А.Н., Ермоленко Р.В., Крупский Б.И., Сторонский Ю.Б. Дозиметр-радиометр  $\beta$ - $\gamma$ -излучения с расширенным динамическим диапазоном // Приборы и техника эксперимента. – 2001. – № 3. – С. 122–125.
21. Korbutyuk D., Krylyuk S., Kryuchenko Yu., Kupchak I., Komar V., Nalivaiko D., Smuk R., Storonskii Yu. Gamma-ray CdTe<CI> and CdZnTe detectors: investigation and applications in radiation control devices // SPIE Conf. Proc. – 2001. – Vol. 4507. – P. 282–290.
22. Watanabe T. Nucl. Instrum. And Method. – 1999. – V. 438. – P. 439.
23. Kawada Y., Kabayashi S., Watanabe W. Et al. Automatic Compensation of Dead Time Effects // Appl. Radial. Isot. – 1998. – V. 49. – № 9–11. – P. 1123.
24. Particle Counting in Radioactivity Measurement // International Commission on Radiation Units and Measurements. Washington: D.C., 1994. – P. 3–11.
25. Иванов В.Б., Сельдяков Ю.П., Щипалов Б.И. // ПТЭ. – 1979. – № 6. – С. 14.
26. Miller J.W. Some remarks on the Galushka method // Rapport BIPM – 93/2, Bureau International des Poids et Mesures. – 1993. – P. 1–7.
27. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика. Учеб. пособие для вузов. – 5-е изд., перераб. и доп. – М.: Высшая школа, 1977. – 479 с.

28. Гарасимчук О.І., Максимович В.М. Генератори псевдовипадкових чисел, їх застосування, класифікація, основні методи побудови і оцінка якості // Захист інформації. – К. – 2003. – № 3. – С. 29–36.
29. Гарасимчук О.І., Максимович В.М. Алгоритм формування пуассонівського імпульсного потоку // Вісник Нац. ун-ту “Львівська політехніка”. “Автоматика, вимірювання та керування”. – 2003. – № 475. – С. 21–25.
30. Гарасимчук О.І., Максимович В.М. Оцінка якості алгоритмів формування пуассонівського імпульсного потоку // Вісник Нац. ун-ту “Львівська політехніка” “Комп’ютерна інженерія та інформаційні технології”. – 2003. – № 496. – С. 162–167.
31. Иванов М.А., Чугунков И.В. Теория, применение и оценка качества генераторов псевдослучайных последовательностей. – М.: КУДИЦ – ОБРАЗ, 2003 – 240 с.
32. Гундарь К.Ю., Гундарь А.Ю., Янишевский Д.А. Защита информации в компьютерных системах. – К.: Корнейчук, 2000. – 152 с.
33. Иванов М.А. Криптографические методы защиты информации в компьютерных системах и сетях. – М.: КУДИЦ – ОБРАЗ, 2001. – 368 с.
34. Гарасимчук О.І., Максимович В.М. Генератори пуассонівського імпульсного потоку на основі генераторів М-последовательностей // Вісник Нац. ун-ту “Львівська політехніка”. “Комп’ютерна інженерія та інформаційні технології”. – 2004. – № 521. – С. 17–23.
35. Гарасимчук О.І., Дудикевич В.Б., Максимович В.М. Кількісне оцінювання генератора пуассонівської імпульсної послідовності, побудованого на основі генератора М-последовательностей // Вісник ДУІКТ. – 2006. – № 4. – Т. 4. – С. 251–258.
36. Апанасович В.В, Коледа А.А, Чернявский А.Ф. Статистический анализ случайных потоков в физическом эксперименте. – Минск: Университетское, 1988. – 254 с.
37. Бусленко Н.П., Шрейдер Ю.А. Метод статистических испытаний (Монте-Карло) и его реализация в цифровых машинах. – М.: Физматгиз, 1961. – 226 с.
38. Романец Ю.В., Тимофеев П.А., Шаньгин В.Ф. Защита информации в компьютерных системах и сетях / Под ред. В.Ф. Шаньгина. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: Радио и связь, 2001. – 376 с.



39. Дудикевич В.Б., Гарасимчук О.І., Максимович В.М. Кількісне оцінювання генератора пуассонівської імпульсної послідовності, побудованого на основі конгруентного генератора // Вісник Східно Українського національного університету ім. Даля. Науковий журнал. Луганськ. – 2006. – № 9 (103). – Ч. I. – С. 53–58.
40. Гарасимчук О.І., Дудикевич В.Б., Максимович В.М., Смук Р.Т. Генератори тестових імпульсних послідовностей для дозиметричних пристроїв // Вісник Нац. ун-ту “Львівська політехніка”. “Теплоенергетика. Інженерія довкілля. Автоматизація”. – 2004. – № 506. – С. 187–193.
41. Кнут Д. Искусство программирования для ЭВМ: В 3-х т. Получисленные алгоритмы. Пер. с англ. – М.: Мир, 1977. – Т. 2. – 724 с.
42. Дудикевич В.Б., Максимович В.М., Смук Р.Т. Імітаційні моделі дозиметричного детектора з мертвим часом непродовжуючого типу. Вісник Нац. ун-ту “Львівська політехніка”. “Автоматика, вимірювання та керування”. – 2005. – № 530. – С. 46–52.
43. Горев В.С., Кожемякин В.А., Матвеев О.А., Фирсов М.Д., Хусаинов А.Х., Шульгович Г.И. Применение детекторов на основе телурида кадмия в дозиметрии гамма-излучения // Приборы и техника эксперимента, 1981. – № 1. – С. 60–64.
44. Лопачак О.М., Максимович В.М. Корекція енергетичної характеристики напівпровідникових детекторів в дозиметричних пристроях // Вісник Нац. ун-ту “Львівська політехніка”. “Автоматика, вимірювання та керування”. – 2002. – № 445. – С. 83–86.
45. А.с. СССР №1778716. Цифровой интенсиметр / В.Н. Максимович, Ю.Б. Стронский, В.Б. Дудикевич, Б.Г. Озеров. Опубликовано 30.11.92 Бюл. № 44.
46. Патент № 1957, Україна. Цифровой интенсиметр / І.К. Радутний, Ю.Б. Стронський, В.М. Максимович, В.Б. Дудикевич, Б.Г. Озеров. Опубликовано 20.12.94. Бюл. № 4.
47. Патент № 3947, Україна. Цифровой интенсиметр. / В.М. Максимович, Ю.Б. Стронський, І.К. Радутний, В.Б. Дудикевич, Р.Т. Смук, Б.Г. Озеров, Д.І. Бідник, Я.О. Василів. Опубликовано 27.12.94. Бюл. № 6–1.
48. Максимович В.Н., Дудикевич В.Б. Определение погрешностей делителей частоты на базе интегратора с параллельным

- переносом. – М., 1984. Деп. в ЦНИИТЭИ приборостроения, № 2342 – пр. Д83.
49. Лопачак О.М., Максимович В.М., Сторонський Ю.Б. Пристрої для компенсації мертвого часу детекторів іонізуючого випромінювання // Вісник Нац. ун-ту “Львівська політехніка”. “Комп’ютерна інженерія та інформаційні технології”. – 2001. – № 433. – С. 41–47.
  50. Лопачак О.М., Максимович В.М., Сторонський Ю.Б. Багатофункціональний дозиметричний пристрій // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах: Збірник наукових праць. – Хмельницький. – 2002. – Вип. № 9. – Т. 1. – С. 179–183.
  51. Максимович В.М., Сторонський Ю.Б. Аналіз статистичних характеристик дозиметричного пристрою з апаратною компенсацією мертвого часу детектора // Вісник Нац. ун-ту “Львівська політехніка” – “Автоматика, вимірювання та керування”. – 2006. – № 551. – С. 8–12.
  52. Галушка А.Н., Фоминых В.И. Метод измерения пуассоновского процесса. – М: Атомная энергия, 1995. – Т. 79. – Вып. 6.
  53. Point J.J., Blave A. Methods originales de correction continue des pertes de comptage dues aux temps de paralysie des detecteurs et de leus electronique associee. In “Nuclear Electronics II”, Conference Proceedings Belgrade (IAEA, Vienna, 1962). – P. 345.
  54. Каденко И.Н., Галушка А.Н., Ермоленко Р.В. Некоторые аспекты измерения характеристик пуассоновских потоков // Сборник работ VIII конференции Института ядерных исследований НАН Украины, 1999. – С. 130.
  55. Kadenko I., Galushka A., Yermolenco R. Method for shaping of improved radiation image // National Taras Shevchenko University of Kyiv, Ukraine, Symposium on NDT Contribution to the Infrastructure Safety Systems, 1999, Nov. 22–26 Torres. Published by UFSM, Santa Maria, RS, Brasil.
  56. Максимович В.М., Смук Р.Т., Сторонський Ю.Б. Дослідження статистичних характеристик блоку дозиметричного детектора з відновленням імпульсного потоку // Вісник Нац. ун-ту “Львівська політехніка” – “Комп’ютерні науки та інформаційні технології”. – 2006. – № 565. – С. 13–18.

57. Сторонський Ю.Б., Смук Р.Т., Галушка А.М., Пушкаш О.Л., Пишнев В.М. Практичні результати використання лічильників Гейгера-Мюллера, застосованих у схемах за принципом диференційного перетворення інформації // Наукові праці IV міжнародної науково-технічної конференції “Метрологія та вимірвальна техніка” (Метрологія-2004). – Харків, 2004. – С. 263–265.
58. Горлач Ф.Ф., Минц М.Я., Чинков В.И. Цифровая обработка сигналов в измерительной технике. – К.: Техніка, 1985. – 151 с.
59. Кирианаки Н.В., Дудыкевич В.Б. Методы и устройства цифрового измерения низких и инфранизких частот. – Львов: Вища школа, изд-во при Львов. ун-те, 1975. – 188 с.
60. Кирианаки Н.В., Гайдучок Р.М. Цифровые измерения частотно-временных параметров сигналов. – Львов: Вища школа, изд-во при Львов. ун-те, 1978. – 167 с.
61. Kirianaki N., Yurish Y., Shpak O., Deynega P. Data Acquisition and Signal Processing for Smart Sensors. John Wiley & Sons LTD, 2002. – 280 p.
62. Dudykevych V., Lopachak O., Maksymovych V., Storonsky Y. The Use of Dependent Count Method in Dosimeters Design // Metody i technika przetwarzania sygnalow w pomiarach fizycznych. Materialy IX miedzynarodowego seminarium metrologow. – Rzeszow. – 2002. – P. 51–55.
63. Бісик А.М., Дудикевич В.Б., Максимович В.М., Смук Р.Т., Сторонський Ю.Б., Хорошко В.О. Алгоритм роботи дозиметричного пристрою і аналіз його статистичних характеристик // Вісник Державного університету інформаційно-комунікаційних технологій. – 2008. – Т. 6. – № 6.
64. Дудикевич В.Б., Максимович В.М., Смук Р.Т., Сторонський Ю.Б. Аналіз статистичних характеристик мікропроцесорних дозиметричних пристроїв з розширеним динамічним діапазоном // Вісник Нац. ун-ту “Львівська політехніка”. “Теплоенергетика. Інженерія довкілля. Автоматизація”. – 2006. – № 561. – С. 47–51.
65. Бобнев М.П. Генерирование случайных сигналов. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: Энергия, 1971. – 239 с.
66. Бісик А.М., Дудикевич В.Б., Максимович В.М., Смук Р.Т., Сторонський Ю.Б., Хорошко В.О. Сучасний прилад радіаційної розвідки // Захист інформації. – 2008. – № 1. – С. 76–81.

67. Федухин А.В. Моделирование ресурсов изделий электронной техники в различных температурных режимах эксплуатации // Моделирование и разработка интегральных структур микроэлектронных устройств. – К.: Ин-т кибернетики им. В.М. Глушкова АН УССР, 1986. – С. 47–51.
68. Дружинин Г.В. Надежность автоматизированных систем. – М.: Энергия, 1980. – 523 с.
69. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д. Математические методы в теории надежности. – М.: Наука, 1965. – 420 с.
70. Feller W. The integral equation of Renewal theory // Ann. of Math. Stat. 1981, v 12.
71. Cox D.R., Smith W.L. On the Superposition of Renewal Processes. Biometrika, 1994. – V 41. – P. 1148–1167.
72. Tewell W. The properties of Recurrent event Processes // Opns. Res. – 1980. – V. 8. – № 4. – P 48–64.
73. Weiss G. Kleinerman M. On the Reliability of Networks // Proc. of the Nat. Electron. Conf. – 1989. – V. 10. – P. 258–267.
74. Ведерников В.В., Горюнов Н.Н., Горнышев А.А. Причины, механизмы отказов и надежность полупроводниковых приборов. – М.: Знание, 1987. – 44 с.
75. Ефимов И.Е., Кальман И.Г., Мартынов В.И. Надежность твердых интегральных схем. – М.: Из-во стандартов, 1989. – 216 с.
76. Шульгин Е.И. Феноменологический метод физического анализа и прогнозирования надежности // Электронная техника. – Сер. 8. – 1984. – Вып. 11. – С. 59–67.
77. Ступаченко А.А. Математические модели временных процессов в радиоэлементах // Электронная техника. – Сер. 8. – 1984. – Вып. 4. – С. 3–12.
78. Калугер Г.В. О возможности представления процесса изменения состояний радиоэлектронной аппаратуры в процессе хранения марковской модели // Прочность и надежность конструкций. – К.: Наукова думка, 1988. – С. 69–74.
79. Каляев А.В. Многопроцессорные системы с программируемой архитектурой. – М.: Радио и связь, 1984. – 240 с.
80. Новый подход к обоснованию вероятностно-физических моделей отказов при исследовании надежности аппаратуры магнит-

- ной записи / Э.М. Векслер, В.П. Стрельников, А.А. Басистый и др. // Основные вопросы техники магнитной записи. – Вильнюс, 1984. – Ч. 2. – С. 160–163.
81. Стрельников В.П. Модели отказов механических объектов. – К.: Знание УССР, 1982. – 20 с.
  82. Грим Р. Кратчайшие связывающие сети и некоторые обобщения // Кибернетический Сб. – № 2. Изд-во иностранной литературы, 1962. – С. 44–61.
  83. Эдари Дж., Прошак Ф., Надежность связанных систем. – М.: Советское радио, 1986. – 286 с.
  84. Бронштейн И.Н., Семендяев К.А. Справочник по математике для инженеров и учащихся ВТУЗОВ. – М.: Наука, 1981. – 718 с.



Видавництво Львівської політехніки



**В ІНТЕРНЕТІ  
запрошуємо помандрувати сторінкою  
[vlp.com.ua](http://vlp.com.ua)**

---

## Книги для навчання і роботи!



Філософія. Історія  
Політика, право  
Економіка  
Математика  
Фізика. Хімія  
Геодезія, картографія  
ІТ, комп'ютери. Автоматика  
Радіоелектроніка  
Електроенергетика  
Електромеханіка  
Будівництво. Архітектура  
Мовознавство

---

## Крамничка "КНИГИ"

Національний університет «Львівська політехніка»,  
IV навчальний корпус, I поверх,  
вул. Митрополита Андрея, 5, тел. (032) 258-23-56  
*понеділок – п'ятниця, 10:00–16:00*

# Книги для навчання і роботи!



Дорожовець М.

## ОПРАЦЮВАННЯ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИМІРЮВАНЬ

Навчальний посібник. – 2007. – 624 с.

ISBN: 978-966-553-640-6

У навчальному посібнику висвітлено основні положення теорії оцінювання похибок та непевності результатів вимірювань, наведено велику кількість прикладів оцінювання характеристик непевності результатів практично виконаних вимірювань, що допоможе сформулювати у студентів та інших читачів практичні навички опрацювання результатів вимірювальних експериментів.

Для студентів вищих навчальних закладів усіх форм навчання, а також аспірантів, інженерно-технічних працівників і науковців та всіх, хто у своїй діяльності займається виконанням вимірювальних експериментів.

## Дорожовець М. та ін. ОСНОВИ МЕТРОЛОГІЇ ТА ВИМІРЮВАЛЬНОЇ ТЕХНІКИ

Підручник: у двох томах.

Т. 1. Основи метрології. 532 с. ISBN 966-553-311-8

Т. 2. Вимірювальна техніка. 656 с. ISBN 966-553-310-8

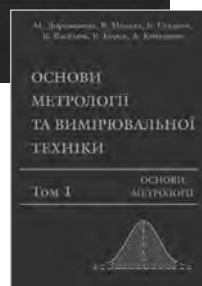
### Затверджено Міністерство освіти і науки України

У першому томі – “Основи метрології” викладено основні положення метрології, теорії вимірювань та забезпечення єдності вимірювань, загальні відомості про засоби вимірювальної техніки (ЗВТ) та їх метрологічні характеристики і вимірювальні сигнали. Розглянуто питання теорії похибок вимірювань і опрацювання результатів вимірювань.

У другому томі – “Вимірювальна техніка” розглянуто основні методи та засоби вимірювань електричних, магнітних і неелектричних величин та оцінювання точності вимірювань. Висвітлено питання метрологічного забезпечення електричних вимірювань та метрологічної перевірки засобів вимірювань електричних величин.

Усі глави підручника містять типові вимірювальні задачі та приклади їх розв’язування, а також довідкову інформацію про метрологічні характеристики сучасних ЗВТ.

Для студентів електротехнічних спеціальностей ВНЗ усіх форм навчання (очної, заочної, екстернату), аспірантів та інженерно-технічних працівників у галузі метрології та вимірювальної техніки.



**Видавництво Львівської політехніки**

вул. Ф. Колесси, 2, корп. 23А, м. Львів, 79000

тел./факс (032) 258-22-42, тел. (032) 258-21-46, [vlp.com.ua](http://vlp.com.ua), [vmr@vlp.com.ua](mailto:vmr@vlp.com.ua)



НАУКОВЕ ВИДАННЯ

Бобало Юрій Ярославович  
Дудикевич Валерій Богданович  
Максимович Володимир Миколайович  
Хорошко Володимир Олексійович  
Бісик Андрій Михайлович  
Смук Ростислав Теодорович  
Сторонський Юрій Богданович

**МЕТОДИ І ЗАСОБИ  
ОПРАЦЮВАННЯ  
ВИХІДНИХ СИГНАЛІВ  
ДОЗИМЕТРИЧНИХ ДЕТЕКТОРІВ**

Редактор *Оксана Чернигевич*  
Технічний редактор *Лілія Саламін*  
Комп'ютерне верстання *Ірини Жировецької*  
Художник-дизайнер *Уляна Келеман*

Здано у видавництво 25.02.2009. Підписано до друку 16.03.2009.  
Формат 60×90/16. Папір офсетний. Друк офсетний.  
Умовн. друк. арк. 12,5. Обл.-вид. арк. 10,70.  
Наклад 300 прим. Зам. 90412

Видавництво Національного університету "Львівська політехніка"  
*Рестраційне свідоцтво серії ДК № 751 від 27.12.2001 р.*

Поліграфічний центр  
Видавництва Національного університету "Львівська політехніка"

*вул. Ф. Колесси, 2, Львів, 79000*