

Міністерство освіти і науки України  
Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя  
(повне найменування вищого навчального закладу)  
Прикладних інформаційних технологій та електроінженерії  
(назва факультету)  
Біотехнічних систем  
(повна назва кафедри)

## ПОЯСНЮВАЛЬНА ЗАПИСКА

до дипломного проекту (роботи)

**магістр**

(освітній (освітньо-кваліфікаційний) рівень)

на тему: **Фільтровий метод аналізу ритму електрокардіосигналу  
у системах тривалого моніторингу**

Виконав: студент (ка) 6 курсу, групи РБм-61

напряму підготовки (спеціальності) \_\_\_\_\_

**163 «Біомедична інженерія»**

(шифр і назва напряму підготовки, спеціальності)

\_\_\_\_\_ Шельчук А.О.  
(підпис) (прізвище та ініціали)

Керівник \_\_\_\_\_ Яворська Є.Б.  
(підпис) (прізвище та ініціали)

Нормоконтроль \_\_\_\_\_ Дедів Л.Є.  
(підпис) (прізвище та ініціали)

Рецензент \_\_\_\_\_  
(підпис) (прізвище та ініціали)

Міністерство освіти і науки України  
Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя  
(повне найменування вищого навчального закладу)

Факультет Прикладних інформаційних технологій та електроінженерії

Кафедра Біотехнічних систем

Освітньо-кваліфікаційний рівень Магістр

Напрямок підготовки - \_\_\_\_\_

(шифр і назва)

Спеціальність 163 Біомедична інженерія

(шифр і назва)

### ЗАТВЕРДЖУЮ

Завідувач кафедри біотехнічних систем

Яворська Є.Б.

« \_\_\_\_ »

2019 р.

## ЗАВДАННЯ НА ДИПЛОМНИЙ ПРОЕКТ (РОБОТУ) СТУДЕНТУ

Шельчук Аліні Олександрівні

(прізвище, ім'я, по батькові)

1. Тема проекту (роботи) Фільтровий метод аналізу ритму електрокардіосигналу  
у системах тривалого моніторингу

Керівник проекту (роботи) Яворська Є.Б., к.т.н., доц.

(прізвище, ім'я, по батькові, науковий ступінь, вчене звання)

Затверджені наказом по університету від «18» листопада 2019 року № 4/7-1041

2. Термін подання студентом проекту (роботи) \_\_\_\_\_

3. Вихідні дані до проекту (роботи) \_\_\_\_\_

4. Зміст розрахунково-пояснювальної записки (перелік питань, які потрібно розробити)

5. Перелік графічного матеріалу (з точним зазначенням обов'язкових креслень, слайдів)

## 6. Консультанти розділів проекту (роботи)

Розділ	Прізвище, ініціали та посада консультанта	Підпис, дата	
		завдання видав	завдання прийняв
<i>Спеціальна частина</i>	<b>Яворська Є.Б., зав. каф. «Біотехнічні системи»</b>		
<i>Охорона праці та безпека в надзвичайних ситуаціях</i>	<b>Осухівська Г.М., зав. каф. «Комп'ютерні системи та мережі»</b>		
<i>Обг-ння економічної ефективності</i>	<b>Клепчик В.М., ст. викл. каф. «Обладнання харчових технологій»</b>		
<i>Екологія</i>	<b>Лясота О.М., доц. каф. «Обладнання харчових технологій»</b>		

## 7. Дата видачі завдання

## КАЛЕНДАРНИЙ ПЛАН

№ з/п	Назва етапів дипломного проекту (роботи)	Термін виконання етапів проекту (роботи)	Примітка
	<i>Отримання завдання</i>		
	<i>Спеціальна частина</i>		
	<i>Обґрунтування економічної ефективності</i>		
	<i>Охорона праці та безпека в надзвичайних ситуаціях</i>		
	<i>Екологія</i>		
	<i>Оформлення пояснювальної записки</i>		
	<i>Оформлення графічної частини</i>		
	<i>Попередній захист</i>		
	<i>Захист</i>		

Студент

(підпис)

Шельчук А.О.

(прізвище та ініціали)

Керівник проекту (роботи)

(підпис)

Яворська Є.Б.

(прізвище та ініціали)

## АНОТАЦІЯ

Шельчук Аліна Олександрівна. Фільтровий метод аналізу ритму електрокардіосигналу у системах тривалого моніторингу. – Рукопис.

Дипломна робота магістра за спеціальністю 163 – біомедична інженерія, Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя, Тернопіль, 2019.

В роботі проведено аналітичний огляд існуючих методів аналізу варіабельності серцевого ритму (ВСР), розглянуто фактори, які спричиняють ВСР та її нестаціонарність. Зроблено логічний умовивід про необхідність використання періодично корельованого випадкового процесу (ПКВП) як математичної моделі ВСР для побудови методів її аналізу як нестаціонарного процесу. Розглянуто фільтровий метод аналізу нестаціонарної ВСР та побудовано цифровий фільтр для даного методу.

Ключові слова: електрокардіосигнал, математична модель, серцева ритміка, фільтровий метод.

## ANNOTATION

Shelchuk A A filter method for electrocardiogram rhythm analysis in long-term monitoring systems. – Manuscript.

Master's thesis work on specialty 163 – biomedical engineering, Ternopil National Technical University named after Ivan Pul'uj, Тернопіль, 2019.

In this paper an analytical review of existing methods of heart rate variability (HRV) analysis are given and different factors which cause HRV and its non-stationarity. The logical conclusion about necessity of use of periodically correlated stochastic process (PCSP) as mathematical model of HRV for construction of methods of HRV analysis as non-stationary process is made. Filter method of non-stationary HRV analysis is considered and digital filter for this method is constructed.

Keywords: electrocardiogram, mathematical model, cardiac rhythm, filtering method.

## ЗМІСТ

ВСТУП .....	8
РОЗДІЛ 1. ОГЛЯД МЕТОДІВ АНАЛІЗУ ВАРІАБЕЛЬНОСТІ СЕРЦЕВОГО РИТМУ .....	11
1.1 Електрокардіограма та кардіоритмограма .....	11
1.2 Показники та методи аналізу ВСР в часовій області .....	17
1.3 Геометричні методи аналізу .....	21
1.4. Показники ВСР в частотній області .....	24
1.5 Кореляційний аналіз .....	35
1.6 Висновки до розділу 1 .....	38
РОЗДІЛ 2. РОЗРОБКА МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ ДЛЯ СТВОРЕННЯ МЕТОДУ АНАЛІЗУ НЕСТАЦІОНАРНОЇ ВСР .....	40
2.1 Фактори, що спричиняють ВСР .....	40
2.2 ВСР як періодично корельований випадковий процес ....	44
2.3 Висновки до розділу 2 .....	45
РОЗДІЛ 3. ОПИС МЕТОДІВ АНАЛІЗУ СЕРЦЕВОГО РИТМУ ЯК ВИПАДКОВОГО ПРОЦЕСУ .....	46
3.1 Синфазний метод аналізу .....	54
3.2 Компонентний метод аналізу періодично корельованих ВП ....	58
3.3 Фільтровий метод аналізу періодично корельованих ВП .....	61
3.4 Висновки до розділу 3 .....	65
РОЗДІЛ 4. ПРОГРАМНА РЕАЛІЗАЦІЯ ЦИФРОВОГО ФІЛЬТРА ДЛЯ АНАЛІЗУ НЕСТАЦІОНАРНОГО СЕРЦЕВОГО РИТМУ .....	66
4.1 Вибір типу фільтра, визначення вхідних параметрів для розрахунку .....	66
4.2 Розрахунок порядку та коефіцієнтів цифрового фільтра .....	73
4.3 Реалізація цифрового фільтра програмними засобами .....	75
4.4 Висновки до розділу 4 .....	75

РОЗДІЛ 5. СПЕЦІАЛЬНА ЧАСТИНА .....	77
5.1 Методика медико-біологічних досліджень сигналу .....	77
5.2 Обґрунтування вибору прикладного забезпечення для розв'язування наукової задачі .....	80
5.3 Висновки до розділу 5 .....	85
РОЗДІЛ 6. ОБҐРУНТУВАННЯ ЕКОНОМІЧНОЇ ЕФЕКТИВНОСТІ .....	86
6.1 Науково-технічна актуальність науково-дослідної роботи ..	86
6.2 Розрахунок витрат на проведення науково-дослідної роботи	87
6.3 Науково-технічна ефективність науково-дослідної роботи .....	93
6.4 Висновки до розділу 5 .....	97
РОЗДІЛ 7. ОХОРОНА ПРАЦІ ТА БЕЗПЕКА В НАДЗВИЧАЙНИХ СИТУАЦІЯХ .....	98
7.1 Охорона праці .....	98
7.2 Безпека в надзвичайних ситуаціях.....	99
7.3 Висновок до розділу 6 .....	103
РОЗДІЛ 8. ЕКОЛОГІЯ .....	104
ВИСНОВКИ.....	111
СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ.....	112
ДОДАТКИ.....	114

## ВСТУП

Актуальність теми. На даний момент накопичено достатню кількість фактичного матеріалу, що свідчить про чіткий взаємозв'язок між станом вегетативної нервової системи (ВНС) та смертністю від серцево-судинних захворювань. Цей взаємозв'язок реалізується через більш високу схильність до серцевих аритмій хворих з порушенням ВНС. Саме ці факти стали імпульсом для розробки кількісних параметрів оцінки стану ВНС.

Одним з найбільш перспективних методів є оцінка варіабельності серцевого ритму (ВСР). До ряду беззаперечних переваг ВСР необхідно віднести його простоту, доступність, неінвазивність та високу інформативність. В наш час оцінка ВСР в клініках проводиться для прогнозування ризику раптової смерті у пацієнтів, що перенесли гострий інфаркт міокарда, а також для ранньої діагностики діабетичної полінейропатії. Дослідження ВСР є перспективними не лише в терапевтичній практиці. В анестезіології вивчається вплив засобів наркозу та анальгетиків на ВСР, дослідження в акушерстві та неонатології спрямовані на оцінку ризику внутрішньоутробної смертності. Вивчення ВСР відкриває значні можливості для оцінки коливань тону ВНС у здорових та хворих людей.

Для опису коливань тривалості серцевих циклів в літературі існує безліч термінів, таких як варіабельність тривалості циклу, варіабельність R-R інтервалів, варіабельність серцевих періодів. Всі ці терміни в достатнім мірі відображають той факт, що аналізується саме послідовність тривалостей R-R інтервалів, а не частота серцевих скорочень. Проте ні один термін не отримав такого розповсюдження як термін ВСР (в зарубіжній літературі *heart rate variability — HRV*).

Глибока оцінка стану ВНС, взаємозв'язку між ВСР та ВНС, стала можливою в 80-х роках як наслідок впровадження в клінічну практику методів спектрального аналізу серцевого ритму. Став загальноприйнятим той факт, що ВСР є незалежним предиктором смертності після гострого інфаркту міокарду. Початок 90-х років відзначився суттєвим прогресом методу, що було пов'язано



з впровадженням нових цифрових високочастотних багатоканальних пристроїв 24-годинного запису ЕКГ (Холтерівський моніторинг).

В часовій області матеріалом для оцінки ВСР є як миттєві значення серцевого ритму, так і інтервали між послідовими нормальними комплексами QRS (норма-норма або R-R інтервали). Для аналізу ВСР існують статистичні методи, засновані на оцінюванні різних статистичних характеристик послідовності R-R інтервалів, і геометричні методи, що полягають в оцінюванні форми і параметрів гістограми розподілу R-R інтервалів. В частотній області широке застосування знайшли методи спектрального аналізу, які дають можливість отримати інформацію про розподіл спектральної потужності (мінливості ритму) по частотах.

Перераховані вище методи аналізу ВСР побудовані на основі математичної моделі ВСР — стаціонарного ергодичного випадкового процесу.

Проте, існує низка впливів, які спричиняють нестаціонарність ВСР. На даний час немає методів аналізу ВСР, які б дозволяли в повній мірі враховувати її нестаціонарність. Всі існуючі методи аналізу ВСР, як правило, не беруть до уваги нестаціонарні частини кардіоритмограми.

Тому розробка математичної моделі ВСР, яка б враховувала нестаціонарність та ритмічність процесу та побудова на базі отриманої математичної моделі методу аналізу нестаціонарної ВСР є доцільними та актуальними.

Мета і задачі дослідження. *Метою дослідження* є побудова цифрових фільтрів для аналізу нестаціонарної варіабельності ритміки серця.

Досягнення цієї мети вимагає розв'язання таких задач:

- аналітичний огляд існуючих методів аналізу ВСР для вибору напряму досліджень;
- розробка математичної моделі для створення методу аналізу нестаціонарної ВСР;
- побудова цифрового фільтра для аналізу нестаціонарної ВСР фільтровим методом.

*Об'єкт дослідження:* процес вимірювання характеристик, параметрів

нестационарної ВСР.

*Предмет дослідження:* цифрові фільтри для визначення параметрів характеристик нестационарної ВСР.

*Методи дослідження* побудовано на базі методів цифрової фільтрації та цифрової обробки сигналів для визначення параметрів характеристик нестационарної ВСР, енергетичної теорії лінійних моделей стохастичних сигналів для побудови математичної моделі нестационарної ВСР. Для програмної реалізації алгоритмів опрацювання використано пакет прикладних програм MATLAB.

Наукова новизна отриманих результатів. Для аналізу нестационарної ВСР проведено параметричний синтез уніфікованих каскадів цифрових фільтрів.

Практичне значення одержаних результатів. Розроблений метод та його застосування уможливило отримання фільтрових оцінок нестационарної ВСР.

Апробація результатів дослідження. Викладені в дипломній роботі результати доповідалися і обговорювалися на II Міжнародній студентській науково-технічній конференції „Природничі та гуманітарні науки. Актуальні питання“ (м. Тернопіль, 2019 р.).

## РОЗДІЛ 1

## ОГЛЯД МЕТОДІВ АНАЛІЗУ ВАРІАБЕЛЬНОСТІ СЕРЦЕВОГО РИТМУ

В даний час існує багато методів кількісного аналізу варіабельності ритму серця. Їх можна розбити на дві основні групи: методи аналізу в часовій області та методи аналізу в частотній області. Всі методи, як правило, базуються на результатах виміру R-R інтервалів між послідовними QRS комплексами нормального синусного ритму (так називані R-R інтервали) [1].

Серед методів аналізу в часовій області можна виділити два напрямки: статистичні методи, засновані на оцінюванні різних статистичних характеристик послідовності R-R інтервалів, і геометричні методи, що полягають в оцінюванні форми і параметрів гістограми розподілу R-R інтервалів [1,2]. В клінічній практиці використовується аналіз як коротких (5–10 хвилин), так і тривалих (доба) ділянок кардіоритмограми [2].

Спектральні методи застосовуються для виявлення характерних періодів у динаміки R-R інтервалів, оцінки внеску тих або інших періодичних складових у загальну динаміку зміни серцевого ритму. Оскільки підходящі ділянки кардіоритмограми тривалістю більше 5 хвилин вдається одержати досить рідко, широкого застосування набув аналіз коротких (2–5 хвилин) записів [1,2].

### 1.1. Електрокардіограма та кардіоритмограма.

1.1.1. Реєстрація електрокардіограми. Реєстрація однополюсних відведень від кінцівок [2]. Активний електрод при цьому з'єднують з позитивним полюсом приладу і поміщають, по черзі, на праву руку, ліву руку і ліву ногу. Індиферентний електрод одержують, з'єднуючи прямо електроди тільки від двох кінцівок — тих, на яких не лежить активний електрод у даному відведенні, і приєднують до негативного полюса приладу. Амплітуда ЕКГ у цьому випадку виявляється в 1,5 рази більшою, ніж при використанні електроду Вільсона. Тому однополюсні відведення від кінцівок по Гольдбергеру одержали назву "посилених" і позначаються символом а: aVR,

aVL, aVF (від англ. Augmented — посилений; right — правий, left — лівий, foot — нога).

Для одержання однополюсних грудних відведень [2, с.36] активний електрод поміщають у визначені точки грудної клітки, а як індіферентний електрод використовується об'єднаний електрод Вільсона. В обов'язковому порядку реєструють ЕКГ у шести грудних відведеннях (V1-V6), розташовуючи активний електрод у такий спосіб:

V1 - у четвертому міжребер'ї по правому краю грудина;

V2 - у четвертому міжребер'ї по лівому краю грудина;

V3 - посередині між V2 і V4;

V4 - у п'ятому міжребер'ї по лівій середньоключичній лінії;

V5 - на горизонтальному рівні V4 по лівій передній пахвовій лінії;

V6 - на горизонтальному рівні V4 по лівій середній пахвовій лінії

В ряді випадків використовують додаткові грудні відведення [2, с.40]. Відведення V7, V8 і V9 одержують, розташовуючи активний електрод на лівій половині грудної клітки, відповідно, по задній пахвовій, лопатковій і лівій навколохребцевій лініях на горизонтальному рівні V4-V6. Розташовуючи активний електрод на симетричних точках правої половини грудної клітки, одержують відведення V3R, V4R і т.д. Оскільки активні електроди грудних відведень розташовуються поблизу джерела різниці потенціалів, то ці відведення мають велику чутливість при виявленні патологічних змін у відділах серця, прилеглих до електродів [2].

1.1.2. Компоненти нормальної електрокардіограми. На електрокардіограмі (див. рис. 1.1) у будь-якому відведенні виділяють зубці, сегменти (ділянки ЕКГ між двома сусідніми зубцями) та інтервали (ділянки ЕКГ, що включають кілька сусідніх сегментів і/або зубців). Лінія, зареєстрована в період, коли різниця потенціалів у серці відсутня, називається ізоелектричною лінією (або просто ізолінією). У нормі всі сегменти розташовані на ізолінії [1].

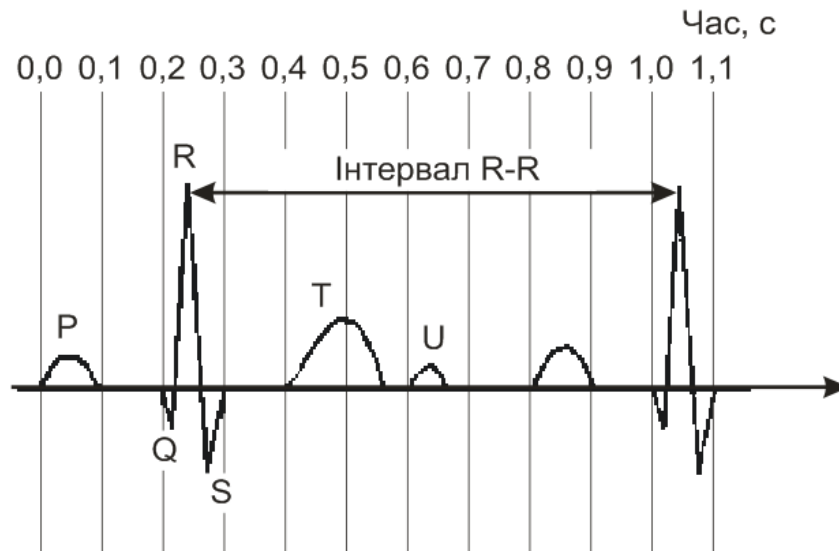


Рис. 1.1 Нормальна електрокардіограма

Звичайне положення ізолінії визначають за рівнем сегмента Т-Р, що реєструється в період електричної діастоли [1]. Зубці позначаються латинськими буквами Р, Q, R, S, Т, U. Зубці, розташовані вище ізолінії, називаються позитивними, розташовані нижче ізолінії — негативними. По визначенню, зубець R завжди позитивний, зубці S і Q завжди негативні. Зубці Р, Т и U можуть бути позитивними (+), негативними (-) і двофазними (+/- або -/+). Амплітуду зубців відраховують від ізолінії і виражають у міліметрах або мілівольтах. Позначення зубців Р, Q, R, S, Т, U являють собою лише формальний спосіб опису кривої ЕКГ. Механізм формування цих зубців дотепер остаточно не встановлений [1, с.57]. Однак численні електрофізіологічні експерименти показали, що різні елементи ЕКГ відповідають за часом збудженню визначених відділів міокарда. Інтервал Р-Q (від початку зубця Р до початку комплексу QRS) у цілому характеризує час, за який збудження від СА-вузла досягає скорочувальних кардіоміоцитів шлуночків. Тривалість інтервалу Р-Q змінюється від 0,12 до 0,20 з в залежності від частоти серцевих скорочень (чим вона вища, тим коротшим є інтервал Р-Q).

Зубець Р відображає процес збудження передсердь: початкова частина зубця — правого, кінцева — лівого. Загальна тривалість зубця Р складає 0,06-0,10 з, сегмент Р-Q (від кінця зубця Р до початку комплексу QRS) є частиною інтервалу Р-Q і відповідає часу поширення збудження по АВ-з'єднанню і

системі Гіса-Пуркінє. Шлуночковий комплекс QRST відображає процеси поляризації і деполіризації шлуночків, інтервал QRS (від початку зубця Q до кінця зубця S), тривалість якого складає 0,06-0,10с, відповідає за часом процесові деполіризації шлуночків [1, с.61].

Комплекс зубців ORS може мати різноманітну форму. Усі позитивні зубці цього комплексу позначаються буквою R. Якщо таких зубців кілька, то вони позначаються апострофами: R, R', R" і т.д. Негативні зубці, що випливають за першим R, позначаються як S, S', S" і т.д. відповідно. Негативний зубець, що передує першому зубцеві R, називається зубцем Q. У нормі тривалість зубця Q є не більшою 0,04с, а амплітуда не перевищує 1/4 амплітуди найвищого зубця (R або S) даного комплексу QRS (виняток складає відведення aVR). Якщо амплітуда якого-небудь зубця комплексу QRS є меншою 1/2 амплітуди найвищого зубця даного комплексу (або меншою ніж 3 мм), то цей зубець позначається малою літерою: q, r, s. Якщо комплекс QRS представлений єдиним негативним зубцем, то він позначається QS. Сегмент S-T (від кінця зубця S до початку зубця T) відповідає періодові часу між деполіризацією шлуночків і початком їхньої швидкої реполіризації. Різниця потенціалів при цьому відсутня або дуже мала, тому в нормі сегмент S-T розташований практично на ізолінії і відхиляється від неї вгору або вниз не більше ніж на 0,5 мм.

Зубець T відбиває процес кінцевої (швидкої) деполіризації міокарда шлуночків. Тривалість зубця T досить варіабельна і складає близько 0,20с. Інтервал Q-T (від початку зубця Q до кінця зубця T) називається електричною систолою шлуночків. Його тривалість складає 0,35-0,44с і залежить від статі, віку пацієнта і частоти серцевих скорочень. Для оцінки вимірюваної величини цього інтервалу її порівнюють з еталонною, котру визначають по спеціальних формулах або таблицях. У нормі відхилення тривалості Q-T від еталонної величини не перевищує 15% (або 0,04 с).

Зубець U — невелике коливання ЕКГ, яке деколи може бути зареєстроване після зубця T. Походження зубця U точно не встановлено. Інтервал R-R (від вершини одного зубця R до вершини наступного)

характеризує загальну тривалість циклу збудження серця, його тривалість обернено пропорційна частоті збудження шлуночків.

1.1.3. Кардіоритмограма. Аналіз варіабельності серцевого ритму полягає в оцінюванні тим чи іншим способом мінливості тривалості послідовних кардіоциклів на обраному проміжку часу. Тривалість кардіоциклів можна визначити, наприклад, по сигналі ЕКГ. Для цього вибирається характерна, добре помітна точка (R-зубець) і визначається відстань між цими точками для послідовних кардіоциклів (див. рис. 1.2, 1.3). Оскільки найбільше часто для цієї мети використовують R-зубець на ЕКГ, те отримані дані також називають R-R інтервалами. У роботі [3] було показано, що місце розташування обраної точки повинно визначатися з точністю не менше 0,01 с інакше результати аналізу будуть недостовірні.

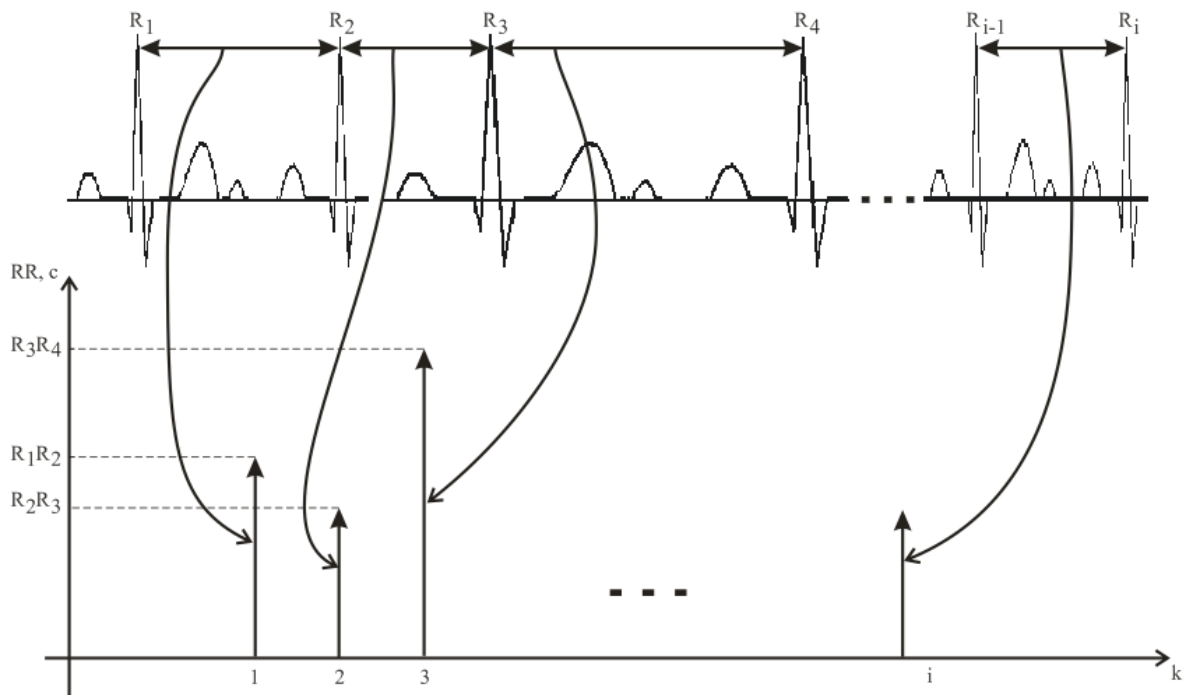


Рис. 1.2. Принцип побудови кардіоритмограми.

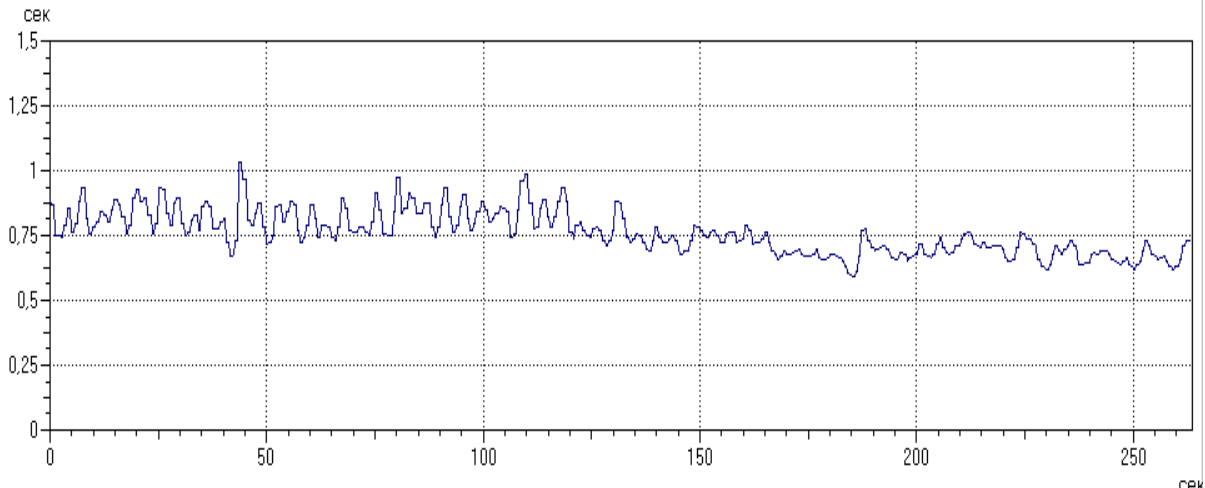


Рис. 1.3. Кардіоритмограма (тривалість — 264с, 349 R-R інтервалів).

Послідовність R-R інтервалів називають кардіоритмограмою. Кардіоритмограма є типовим дискретним сигналом: вона існує тільки у визначені моменти часу, приймаючи довільні значення по амплітуді. Відстань між відліками кардіоритмограми є нерівномірним за часом, тому кардіоритмограма інтерполюється і передискретизується з рівномірним кроком, дана процедура вносить додаткову систематичну помилку, зв'язану з вибором методу інтерполяції.

В даний час існують різні апарати, що дозволяють зареєструвати кардіоритмограму. Найбільш прості використовують цифрові лічильники, що спрацьовують за рівнем ЕКГ сигналу. При перевищенні сигналом установленого рівня, поточне значення лічильника передається на вихід пристрою і відлік починається спочатку. Більш складні системи (наприклад, голтерівські монітори) зберігають у пам'яті весь сигнал ЕКГ або його ділянки і дають можливість постфактум провести докладний аналіз вихідного сигналу.

В ідеалі аналіз варіабельності серцевого ритму повинний проводитися на не зашумлених ділянках ЕКГ, при синусовому ритмі і відсутності аритмій. У реальних умовах одержати такі ділянки необхідної довжини досить складно. Тому проводять обробку кардіоритмограми, під час якої видаляють з розгляду ділянки, що відповідають порушенням ритму, шумам і артефактам на ЕКГ [4].

Іноді в ході обробки проводиться корекція кардіоритмограми, що полягає у видаленні з неї одного або декількох відліків, нехарактерних для розглянутої



ділянки, і підстановки на їхнє місце усереднених (або інтерпольованих) значень. Як правило, подібну процедуру проводять над парою, що складається з короткого інтервалу R-R, який відповідає екстрасистолі, і наступного за ним довгого інтервалу.

Очевидно, що корекція кардіоритмограми припустима лише за певних умов. Так заміна екстрасистол припустима якщо їх не занадто багато (не більше 5% від загальної кількості інтервалів) і на ділянці відсутні куплети і пароксизми тахікардії. В протилежному випадку порушення ритму стають гемодинамічно значимими, змінюють характер роботи всієї серцево-судинної системи і спотворюють ритмографічну картину. У цьому випадку розглянута ділянка просто визнається непридатною для подальшого аналізу. Необхідно також пам'ятати, що виключення ділянок запису і наступна “зшивка” сусідніх ділянок спотворює ритмічну картину R-R інтервалів, що впливає на результати спектрального аналізу кардіоритмограми.

Існують два основних підходи до обробки кардіоритмограми: виділення непридатних для аналізу ділянок на стадії аналізу ЕКГ і формування кардіоритмограми, і обробка сформованої раніше кардіоритмограми за допомогою логічного аналізу величин інтервалів R-R.

## 1.2. Показники та методи аналізу ВСР в часовій області

1.2.1. Функція розподілу випадкової величини. При проведенні аналізу необхідно розглядати кардіоритмограму як одномірний випадковий процес [4]. Основною характеристикою одномірного випадкового процесу є його функція розподілу  $F(x)$ , означена як ймовірність того, що випадкова величина  $X$  має значення, менше ніж  $x$ :  $F(x) = P(X < x)$ .

Функція розподілу  $F(x)$  має наступні властивості:

- 1)  $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ ,  $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$ ;
- 2)  $F(x)$  монотонно не убуває, тобто при  $x_1 < x_2$  :  $F(x_1) \leq F(x_2)$ ;
- 3)  $F(x)$  неперервна зліва.

Функція розподілу цілком характеризує випадкову величину. Наприклад, імовірність попадання  $X$  в заданий інтервал  $[a; b)$  визначається виразом:  $P(a \leq X < b) = F(b) - F(a)$ .

Для безперервної випадкової величини (якою є тривалість R-R інтервалу) функцію розподілу можна представити в наступному виді:  $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) \cdot dx$ , при цьому ненегативну інтегровну функцію  $f(x)$  називають функцією густини розподілу. Знаючи функцію густини розподілу, можна обчислити будь-які характеристики випадкової величини  $X$ , наприклад, математичне сподівання або перший початковий момент:

$$\bar{x} = E[x] = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) \cdot dx. \quad (1.1)$$

$n$ -ий початковий момент випадкової величини  $X$  визначається як математичне сподівання величини  $x^n$ :  $E[x^n] = \int_{-\infty}^{+\infty} x^n \cdot f(x) \cdot dx$ .

На практиці частіше використовують центральні моменти, коли враховується не абсолютне значення  $X$ , а його відхилення від математичного сподівання  $E[x]$ . У цьому випадку в попередній формулі  $x^n$  заміняють на  $(x - \bar{x})^n$ . Другий центральний момент називають дисперсією випадкової величини  $X$  і позначають як  $D(X) = E[(x - \bar{x})^2]$ .

При аналізі взаємозв'язку декількох випадкових процесів (або декількох копій одного процесу)  $\{X_1, X_2, \dots, X_N\}$ , їхню сукупність необхідно розглядати як  $N$ -мірний випадковий вектор, що характеризується  $N$ -мірною функцією розподілу:

$$F(x_1, x_2, \dots, x_N) = P(X_1 < x_1, \dots, X_N < x_N)$$

Відповідно  $N$ -мірна густина розподілу вектора  $\{X_1, \dots, X_N\}$  (або спільна густина розподілу величин  $X_1, \dots, X_N$ )  $f(t_1, \dots, t_N)$  визначається як:

$$F(x_1, \dots, x_N) = \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_N} f(t_1, \dots, t_N) \cdot dt_1 \dots dt_N \quad (1.2)$$

За допомогою спільної функції розподілу обчислюють другий початковий момент випадкових величин, називаний також коефіцієнтом кореляції:

$$\nu_{jk} = E[x_j x_k] = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} x_j x_k f(t_1, \dots, t_N) \cdot dt_1 \dots dt_N \quad (1.3)$$

Коефіцієнт коваріації є другим центральним моментом:

$$\text{cov}(X_j, X_k) = E[(x_j - \bar{x}_j) \cdot (x_k - \bar{x}_k)] \quad (1.4)$$

Часто використовують нормований коефіцієнт коваріації, діапазон зміни якого від  $-1$  до  $+1$ :

$$\rho_{jk} = \frac{\text{cov}(X_j, X_k)}{\sqrt{D(X_j) \cdot D(X_k)}} \quad (1.5)$$

1.2.2. Статистичні характеристики. До найбільш поширених показників ВСР в часовій області відносять [2]:

$SDRR$  — Стандартне відхилення для всіх R-R інтервалів, визначається за формулою (1.6).

$$\overline{RR} = \frac{\sum_i RR_i}{N}, \quad SDRR = \sqrt{\frac{\sum_i (RR_i - \overline{RR})^2}{N}}, \quad (1.6)$$

де  $N$  — кількість R-R інтервалів в записі (розмір вибірки).

При обчисленні  $SDRR$  за скінченою вибіркою  $SDRR$  отримується зміщеним, тому рекомендують використовувати  $SDRR_N = SDRR \sqrt{\frac{N}{N-1}}$

$SDARR$  — Стандартне відхилення середніх R-R інтервалів на всіх 5-хвилинних сегментах для всієї ЕКГ.

$SDRR_{\text{index}}$  — Середнє значення стандартних відхилень всіх R-R інтервалів для всіх 5-хвилинних сегментів всієї ЕКГ.

Можна також використовувати статистичні характеристики вищих порядків, наприклад асиметрію ( $As$ ) та ексцес ( $Ex$ ), проте на практиці дані показники не отримали широкого застосування.

$$As = \frac{\frac{1}{N} \sum_i (RR_i - \overline{RR})^3}{SDRR^3}, \quad Ex = \frac{\frac{1}{N} \sum_i (RR_i - \overline{RR})^4}{SDRR^4} - 3$$

Аналогічно, як і для  $SDRR$ , при скінчених  $N$  рекомендовано використання незміщених оцінок асиметрії та ексцесу:

$$As_N = As \frac{\sqrt{N \cdot (N-1)}}{N-2}, \quad Ex_N = \frac{N-1}{(N-2)(N-3)} [(N+1) \cdot Ex + 6]$$

$rMSSD$  — корінь квадратний з середнього значення суми квадратів різниць між сусідніми R-R інтервалами.

$SDSD$  — Стандартне відхилення між сусідніми R-R інтервалами.

$NN_{50count}$  — кількість пар сусідніх R-R інтервалів, які відрізняються більше ніж на 50 мс для всього запису.

$pNN_{50}$  —  $NN_{50count}$  розділений на загальне число R-R інтервалів.

У більшості сучасних досліджень  $SDRR$  розраховується за 24 години, охоплюючи в такий спосіб як високочастотні, так і низькочастотного періодичні складові серцевого ритму. При зменшенні часу запису ЕКГ,  $SDRR$  відображає усе більш короткі періоди серцевого ритму.

Одночасно зі зменшенням довжини запису загальна дисперсія ВСР зменшується, тому порівняння  $SDRR$  з різних по довжині вибірок R-R інтервалів є статистично недостовірним (загальноприйнятим підходом у даний час вважається використання короткочасних 5-хвилинних і тривалих 24-годинних записів як для оцінки часових, так і частотних показників ВСР).  $SDRR$  має кореляцію з  $pNN_{50}$  ( $r=0,72$ ) і  $rMSSD$  ( $r=0,75$ ); для  $pNN_{50}$  і  $rMSSD$  ( $r=0,99$ ) [21].

В оцінці короткочасних компонентів ВСР показнику  $rMSSD$  надається перевага перед показниками  $pNN_{50}$  і  $NN_{50}count$ , тому що  $rMSSD$  має кращі статистичні властивості. Для оцінки тривалих компонентів ВСР рекомендується показник  $SDARR$ . Варто підкреслити, що показники, що відбивають короткочасні і тривалі компоненти ВСР, а також загальну варіабельність, не можуть використовуватися один замість іншого. Вибір показників повинен відповідати меті дослідження і відповідати вищевикладеним методичним вимогам і стандартам.

### 1.3. Геометричні методи аналізу.

Під геометричними методами аналізу мають на увазі оцінку густини функції розподілу R-R інтервалів гістограмним методом та її аналіз [5]. При побудові гістограми по осі абсцис відкладають величини інтервалів R-R (в одиницях часу), причому увесь діапазон можливих значень розбивають на  $N$  непересічних проміжків. Кожному з таких проміжків ставиться у відповідність кількість R-R інтервалів, які потрапили в даний проміжок. Ці кількості відкладають по осі ординат (див. рис. 1.4).

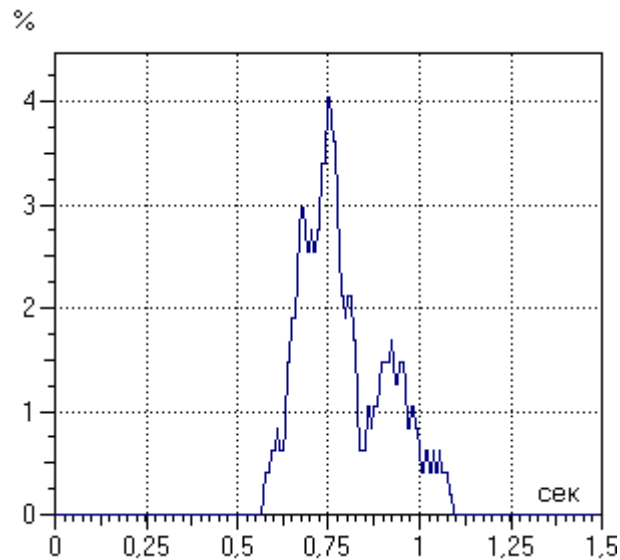


Рис. 1.4. Приклад гістограми (крок по осі абсцис 1/128 с)

Існують визначені правила при виборі ширини проміжку [5]. Справа в тому, що кількість R-R інтервалів, довжина яких розташовується в діапазоні  $[a ; b)$ , є випадковою величиною, математичне сподівання і дисперсія якої визначається виразами:

$$A(x) = N \cdot p, \quad D(x) = N \cdot p(1 - p), \quad (1.7)$$

де  $N$  — розмір вибірки,  $p$  — імовірність попадання R-R інтервалу всередину проміжку, що залежить від функції розподілу і ширини проміжку.

Якщо ширина проміжку обрана занадто велика, то гістограма виходить грубою і не буде відображати деталей розподілу, якщо занадто маленька — зростає випадкова похибка, і гістограма стає надто складною для аналізу. Рекомендується вибирати ширину проміжку так, щоб у кожний з них попадало не менше п'яти R-R інтервалів (при цьому не обов'язково, щоб всі проміжки мали однакову ширину). Багато методик [5] використовують абсолютну кількість R-R інтервалів в деякому проміжку (наприклад, максимальну кількість). У цьому випадку при описі результатів досліджень необхідно спеціально вказувати використовувану ширину проміжку. Наприклад, в методиці Р. М. Баєвського використовується ширина 50 мс.

Найбільш загальноприйняті параметри гістограми розподілу [5]:

мода ( $M$ ) — найбільше що часто зустрічається значення RR-інтервалу, відповідає максимумові гістограми;

амплітуда моди ( $A_{mo}$ ) — кількість RR-інтервалів, що відповідають моді;

варіаційний розмах ( $BP$ ) — ширина гістограми на визначеному рівні (наприклад,  $A_{mo}/2$ ), іноді  $BP$  розраховують по основі гістограми після апроксимації її трикутником;

трикутний індекс ( $TI$ )— відношення загальної кількості R-R інтервалів до амплітуди моди:  $TI = \sum \frac{RR}{A_{mo}}$ ;

Головний недолік трикутного індексу полягає в необхідності мати вибірку R-R інтервалів не менше, ніж за 20 хвилин (для побудови надійного геометричного зразка). Ця умова робить обидва показники непридатними для оцінки короточасних змін ВСР. В багатьох вітчизняних дослідженнях дана умова ігнорується і для оцінки  $A_{mo}$  та  $TI$  використовуються вибірки з 100-300 R-R інтервалів, що є некоректним.

індекс напруги ( $IH$ , за Баєвським) — відношення амплітуди моди до її значення:  $IH = \frac{A_{mo}}{2 \cdot \Delta x \cdot M}$ , де  $\Delta x$  — різниця між найбільшим і найменшим значеннями R-R інтервалів у вибірці, для розрахунку  $IH$  використовують ширину проміжку 50 мс.

Диференціальний індекс — різниця між значеннями ширини гістограми різниць суміжних R-R інтервалів, виміряних за заданими умовами (наприклад, на рівні 1000 та 10000 відліків).

Доповненням до гістограми може бути скатерограма — графічне зображення пари R-R інтервалів (попереднього і поточного) на двовимірній площині, що відображає залежність пар послідовних R-R інтервалів (див. рис 1.5).

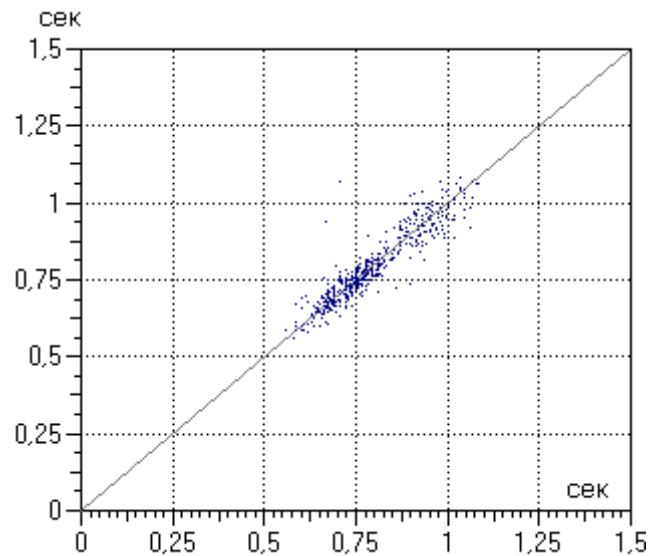


Рис. 1.5. Скатерограма

Для побудові скатерограми [5, с.186] по осі абсцис відкладають поточне значення R-R інтервалів, а по осі ординат – попереднє (або різницю між попереднім і поточним). Скатерограму аналізують візуально, або застосовують методи нелінійної динаміки.

#### 1.4. Показники ВСП в частотній області.

Методи спектрального аналізу дають можливість отримати інформацію про розподіл спектральної потужності (мінливості ритму) по частотах. До основних спектральних показників при аналізі 5-хвилинних записів належать [6]:

- 5-хвилинна загальна потужність — дисперсія R-R інтервалів на всьому сегменті;
- VLF — потужність в діапазоні 0,003 — 0,04 Гц;
- LF — потужність в діапазоні 0,04 — 0,15 Гц;
- LF norm — нормована потужність LF;
- HF — потужність в діапазоні 0,15 — 0,4 Гц;
- HF norm — нормована потужність HF;
- LF/HF — відношення потужностей в діапазонах LF і HF;



До основних спектральних показників при аналізі 24-годинних записів належать:

- загальна потужність — дисперсія всіх R-R інтервалів;
- ULF — потужність в діапазоні 0,0 — 0,003 Гц;
- VLF — потужність в діапазоні 0,003 — 0,04 Гц;
- LF — потужність в діапазоні 0,04 — 0,15 Гц;
- HF — потужність в діапазоні 0,15 — 0,4 Гц.

Коливання показників LF і HF відображають зміни вегетативної модуляції тривалостей R-R інтервалів [6, 7]. Фізіологічний зміст VLF є невизначеним у даний час, що робить необхідним виключення даного показника при оцінці короткочасних записів. У більшості робіт спектральна потужність вимірюється в мілісекундах у квадраті ( $\text{мс}^2$ ). Крім цього, показники LF і HF можуть відображатися в так званих нормалізованих одиницях, що представляють собою частку кожного показника в загальній 5-хвилинній потужності за винятком VLF [6, 7].

При оцінці 24-годинних записів до VLF, LF і HF додається показник ULF. При цьому на перший план висувається проблема "стаціонарності" [7], під якою розуміється всякий випадковий процес, що протікає приблизно однорідно і має вид безперервних коливань навколо деякого середнього значення протягом усього запису ЕКГ.

Якщо механізми, що модулюють тривалості R-R інтервалів незмінні протягом усього запису, то відповідні частотні показники можуть бути використані для оцінки ВСР. Якщо ж ця умова не дотримується, оцінка ВСР у частотній області стає невизначеною.

В даний час прийнято вважати, що фізіологічні механізми, що модулюють тривалості RR-інтервалів (які відповідають за компоненти потужностей LF і HF), не є стаціонарними для 24-годинного запису [8]. Отже, показники LF і HF, підраховані як за весь 24-годинний період, так і за 5-хвилинні відрізки з наступним усередненням за 24 години, відбивають лише середні величини модуляцій, що формують ці показники.

Природно, ці середні величини дещо спотворюють більш точну інформацію про вегетативну модуляцію R-R інтервалів, що може бути оцінена по коротких записах [8]. Саме з цих причин необхідно чітко розділяти спектральні показники 24-годинних і 5-хвилинних записів.

Для стандартизації досліджень рекомендується два типи записів:

1. Короткочасовий (5-хвилинний) запис, набраний при стабільному фізіологічному стані й оброблений методами аналізу в частотній області.

2. Добовий (24-годинний) запис, опрацьований методами аналізу в часовій області.

Матеріалом для спектрального аналізу можуть служити два типи вибірок. У першому випадку вибірка представляється у виді послідовності дискретних подій або графіка тимчасових значень тривалостей R-R інтервалів, зафіксованих у момент появи R-зубця ЕКГ. В другому випадку матеріалом служить послідовність миттєвих значень серцевого ритму [6]. Для успішного виділення R-зубця необхідний правильний вибір частоти дискретизації.

Низька частота приводить до тремтіння в оцінці опорної точки R-зубця, що істотно змінює спектр. Оптимальним вважається діапазон від 250 до 500 Гц [6]. Аритмії, ектопічні комплекси і перешкоди також впливають на характеристики спектра.

У цьому випадку варто використовувати фрагменти, у яких перераховані події відсутні. Якщо це неможливо або вноситься істотна систематична похибка, варто використовувати підходящий метод корекції сигналів, що свідомо пропускаються [6].

Методи обчислення спектральних показників можуть бути розділені на параметричні і непараметричні. Спектр звичайно розраховується або з тахограми тривалостей RR-інтервалів або шляхом інтерполяції послідовності дискретних подій, у результаті якої виходить безперервний сигнал як функція часу.

Для стандартизації зазначених методів передбачається використовувати тахограму тривалостей R-R інтервалів разом з параметричним методом або використовувати ту саму інтерполяцію послідовності дискретних подій разом з

непараметричним методом. В основі непараметричних методів, як правило, лежить швидке перетворення Фур'є, що характеризується високою швидкістю обчислень.

Стандарти для параметричних методів повинні включати формулу інтерполяції послідовності дискретних подій; частоту дискретизації; розмірність вибірки  $R$ - $R$ -інтервалів, що використовується для обчислення спектра; використовуване спектральне вікно (найбільше часто використовуються вікна Хемінга та трикутне), що характеризують частотні діапазони для обчислення спектральної густини потужності [9].

Метод обчислення повинен відповідати типові вікна. Параметричні методи представляють спектральні характеристики в більш згладженому вигляді. Подальша обробка спектру є гранично простою: автоматичне обчислення низько- і височастотних показників спектральної потужності з простою ідентифікацією центральної частоти для кожної потужності. Головний недолік параметричних методів полягає в необхідності верифікації обраної моделі і її структурної складності.

Стандарти для параметричних методів повинні включати тип використовуваної моделі; розмірність вибірки  $R$ - $R$ -інтервалів; центральну частоту для кожного спектрального компонента (LF і HF); величину порядку моделі (число параметрів). Для перевірки надійності моделі повинні розраховуватися статистичні величини. Тест *PEWT* подає інформацію про ступінь узгодженості моделі [5], а тест *OOT* перевіряє правильність вибору порядку моделі. Для вибору порядку  $P$  авторегресійної моделі може бути запропонований наступний робочий критерій: порядок повинен бути в діапазоні від 8 до 20, задовольняючи тестові *PEWT* і узгоджуючись з тестом *OOT* ( $P = \min[OOT]$ ).

При оцінці стаціонарних короточасних вибірок набагато більше експериментальної і теоретичної інформації утримується у фізіологічній інтерпретації частотних показників у порівнянні з часовими, отже, методам аналізу в частотній області варто віддавати перевагу. Довжина запису, з одного боку, повинна відповідати щонайменше 10 довжинам хвиль найбільш

низькочастотного досліджуваного компонента; з іншого боку, запис не повинен бути занадто довгим для забезпечення стабільності сигналу.

Для оцінки показника HF потрібен запис тривалістю одна хвилина, для оцінки показника LF біля двох хвилин. З метою стандартизації досліджень ВСР по короткочасних вибірках, переважно (як уже відзначалося) вибирають 5-хвилинні записи стаціонарного сигналу. Похибку, одержувану при аналізі занадто коротких записів (у межах однієї хвилини), можна зменшити шляхом усереднення спектральних компонентів з декількох послідовних записів.

Однак, якщо модулятори періодик ВСР міняються від одного запису до іншого, то фізіологічна інтерпретація таких усереднених показників страждає від тих же проблем, що і спектральний аналіз тривалих записів. Говорячи про стабільність записів, слід зазначити, що показники ВСР для коротких вибірок досить швидко повертаються до вихідних значень після таких збурень як легке фізичне навантаження або уведення вазодилітаторів короткочасної дії. Максимальне фізичне навантаження або введення препаратів тривалої дії можуть вести до більш довгого повернення до вихідного значення.

1.4.1. Спектр потужності випадкового процесу. Для стаціонарного ергодичного випадкового процесу  $x(t)$  спектральна густина потужності визначається як середня потужність за нескінченно великий проміжок часу [9]:

$$W_x(\omega) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{|\dot{X}_T(\omega)|^2}{T} = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \left| \int_{-T/2}^{T/2} x(t) e^{-i\omega t} dt \right|^2, \quad (1.8)$$

де  $\dot{X}_T(\omega) = \int_{-T/2}^{T/2} x(t) e^{-i\omega t} dt$  — поточний спектр процесу  $x(t)$  на інтервалі  $[-T/2; T/2]$ .

Відповідно до теореми Віннера-Хінчина, спектр потужності  $W_x(\omega)$  пов'язаний з автокореляційною функцією випадкового процесу

$$R_{xx}(\tau) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \cdot x(t + \tau) \cdot dt \text{ через перетворення Фур'є:}$$

$$R_{xx}(\tau) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} W_x(\omega) e^{-i\omega\tau} d\omega, \quad W_x(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} R_{xx}(\tau) e^{-i\omega\tau} d\tau, \quad (1.9)$$

У результаті, отримуємо два способи обчислення спектральної густини потужності: у першому випадку розраховується спектр зареєстрованої ділянки сигналу, що потім підноситься до квадрату, в другому – спочатку розраховується автокореляційна функція, до якої потім застосовується перетворення Фур'є.

1.4.2. Дискретне перетворення Фур'є. Послідовність R-R інтервалів є дискретним сигналом, тому замість безперервного перетворення Фур'є необхідно використовувати його дискретний аналог (ДПФ):

$$X_k = \sum_{n=0}^{N-1} RR_n \cdot e^{-i\frac{2\pi}{N}kn}, \quad (1.10)$$

де  $RR_n$  — вихідна послідовність,  $N$  — розмір вибірки,  $X_k$  — дискретні відліки спектра. Для реальних сигналів, рівномірно дискретизованих і зареєстрованих на ділянці  $[-T_c/2; T_c/2]$ , відстань між відліками дискретного спектра дорівнює  $\Delta\omega = \frac{2\pi}{T_c}$ . Цей підхід можна поширити на результат

обчислення спектра R-R інтервалів, якщо врахувати, що дисперсія тривалості R-R інтервалів є набагато меншою від їхнього середнього значення. Таким чином,  $k$ -ій гармоніці спектра  $X_k$  буде відповідати частота  $(k/T_c)$  Гц, де  $T_c$  — тривалість запису кардіоритмограми. Вибіркова спектральна густина

потужності (СГП) послідовності R-R інтервалів, називана також періодограмою, визначається як квадрат модуля ДПФ:  $\tilde{P}_{xx}(f) = |X(f)|^2$ .

ДПФ має всі властивості перетворення Фур'є, тому для нього також справедлива теорема Віннера-Хінчина, відповідно до якої спектральну густину потужності можна визначити як ДПФ від кореляційної функції сигналу.

1.4.3. Зміщення вибіркової оцінки СГП. Варто мати на увазі, що по скінченій вибірці можна провести лише оцінку дійсного спектру потужності досліджуваного процесу. Дійсно, для сигналу  $s(t)$  відомого на кінцевому відрізку часу  $[-T/2; T/2]$  спектр потужності можна розрахувати по формулі:

$$\dot{S}(\omega) = \int_{-T/2}^{T/2} s(t) e^{-i\omega t} dt, \quad (1.11)$$

це так називаний поточний спектр. Якщо тепер розглянути результат зворотного перетворення Фур'є від поточного спектра, то він буде збігатися з вихідним сигналом на відрізку  $[-T/2; T/2]$ , і дорівнювати нулеві поза цим відрізком, що може бути представлено як добуток вихідного (нескінченного) сигналу на прямокутне вікно  $\Pi(0, T)$ :

$$S_T(t) = \begin{cases} S(t), & t \in [-T/2, T/2] \\ 0, & t \notin [-T/2, T/2] \end{cases}, \quad (1.12)$$

$$S_T(t) = S(t) \cdot \Pi(0; T), \text{ де } \Pi(0, T) = \begin{cases} 1, & t \in [-T/2, T/2] \\ 0, & t \notin [-T/2, T/2] \end{cases} \quad (1.13)$$

З властивостей перетворення Фур'є відомо, що спектр добутку двох сигналів є згорткою їхніх спектрів, тобто вибіркового (поточного) спектра є згорткою власне спектру випадкового процесу і спектру прямокутного вікна:

$$\dot{S}_T(\omega) = \frac{1}{2\pi} \dot{S}(\omega) \otimes S_{\Pi}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \dot{S}(\omega) \otimes \left[ T \cdot \text{Sinc}\left(\omega \frac{T}{2}\right) \right] \quad (1.14)$$

Результатом такої згортки є нескінченне число повільно спадних (зі швидкістю порядку  $1/\omega$ ) бічних гармонік, що називаються також боковими пелюстками.

Розглянемо проблему зсуву вибіркового спектра з погляду теореми Віннера-Хінчина. Оцінка автокореляційної функції  $\tilde{R}_{xx}(\tau)$  по кінцевому інтервалі  $T$  є зміщеною, тобто її математичне сподівання дорівнює автокореляційній функції (АКФ), помноженій на трикутне вікно Бартлета:

$$E[\tilde{R}_{xx}(\tau)] = R_{xx}(\tau) \cdot \left(1 - \frac{|\tau|}{T}\right) \quad (1.15)$$

Проте, при  $T \rightarrow \infty$ , математичне сподівання оцінки АКФ прямує до автокореляційної функції, тобто оцінка є асимптотично незміщеною. Те ж саме можна сказати і про оцінку спектральної густини потужності  $\tilde{P}_{xx}(f)$ , що пов'язана з АКФ через перетворення Фур'є. Показано, що хоча при збільшенні  $N$  математичне сподівання  $\tilde{P}_{xx}(f)$  прямує до СГП, однак дисперсія прямує не до нуля, а до деякої скінченої величини, пропорційної квадратові СГП:  $D(\tilde{P}_{xx}(f))\Big|_{N \rightarrow \infty} = P_{xx}^2(f) \cdot \text{const}$  (тобто вибіркового спектра не є достовірною оцінкою СГП). Це означає, що випадкова похибка у визначенні амплітуди деякої гармоніки не зменшується при збільшенні числа членів вихідної послідовності, тому необхідні спеціальні методи для одержання достовірних оцінок спектра.

1.4.4. Непараметричні (класичні) методи спектральної оцінки. До непараметричних методів спектрального оцінювання відносяться різні варіанти згладжування вибіркової СГП. Виділяють періодограмний та корелограмний методи. При періодограмному методі обчислюють вибірку СГП, яку потім піддають згладжуванню; при

корелограмному методі – спочатку одержують згладжену оцінку автокореляційної функції, після чого за допомогою перетворення Фур'є обчислюють СГП. Перевагами непараметричних методів є простота використовуваного алгоритму і висока швидкість обробки. Використовують два основних прийоми: вагові вікна для зменшення впливу бокових пелюстків спектра та усереднення по кількох вибірках для ослаблення випадкової похибки. На практиці необхідно використовувати обидва цих методи.

1.4.4.1. Вагові вікна. Як було показано, вибірковий спектр є згортокою спектру сигналу і спектру прямокутного вікна. Швидкість спадання спектру прямокутного вікна має порядок  $1/\omega$ , тому результуючий спектр виходить “розмитим” (згладженим) по частоті. Оцінку спектру можна поліпшити, якщо використовувати замість прямокутного інше вікно з більшою швидкістю спадання спектра. Нижче дано кілька прикладів подібних вікон (тут передбачається, що вихідний сигнал заданий на інтервалі  $[-T/2, T/2]$ ). При великій швидкості спадання бічних пелюстків спектру є розширення центрального пелюстка спектру вікна, тому на практиці необхідно вибирати компроміс між швидкістю спадання бічних пелюстків і шириною центрального пелюстка.

1) Трикутне вікно — вікно Бартлетта (див. рис. 1.6):  $\omega(t) = 1 - \frac{2|t|}{T}$

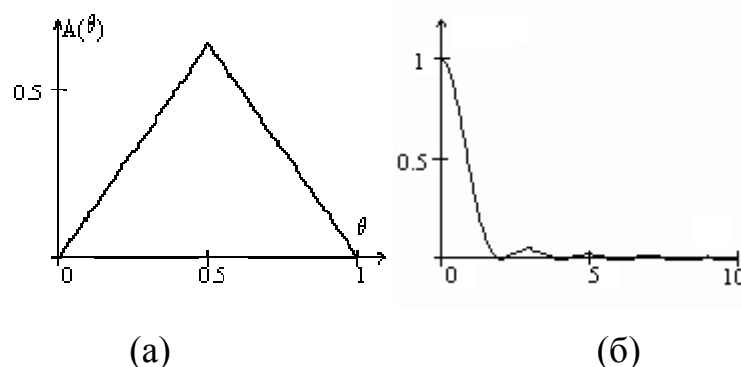


Рис. 1.6. Трикутне вікно Бартлетта: (а) – вісь абсцис відношення часу до тривалості реєстрації сигналу, вісь ординат — безрозмірна амплітуда вікна та його СГП (б) – вісь абсцис — частота, приведена до тривалості сигналу, вісь ординат — СГП.



1) вікно  $\cos^2$  — вікно Ганна (Геннінга):

$$\omega(t) = \cos^2\left(\pi \cdot \frac{t}{T}\right) = 0,5 + 0,5 \cos\left(2\pi \cdot \frac{t}{T}\right);$$

2) вікно Геммінга — піднятий косинус:  $\omega(t) = 0,54 + 0,46 \cos(2\pi\tau)$ , де  $\tau = \frac{t}{T}$ ;

Коефіцієнти вікна Геммінга були вибрані з умови рівності нулю другої (максимальної з бічних) гармоніки спектра вікна.

3) вікно Натолла (зважувані косинуси):  $\omega(t) = \sum_{r=0}^R a_r \cdot \cos(2\pi\tau)$  є результатом розвитку ідеї Хемінга: коефіцієнти вибираються з умови рівності нулеві  $R$  найближчих бічних пелюстків. Наприклад, при  $R = 3$  :

$$a_0 = 0,3635819 \quad a_2 = 0,1365995$$

$$a_1 = 0,4891775 \quad a_3 = 0,0106411$$

4) вікно Гауса (див. рис. 1.7):  $\omega(t) = \exp\left[-\frac{(2\alpha\tau)^2}{2}\right]$ .

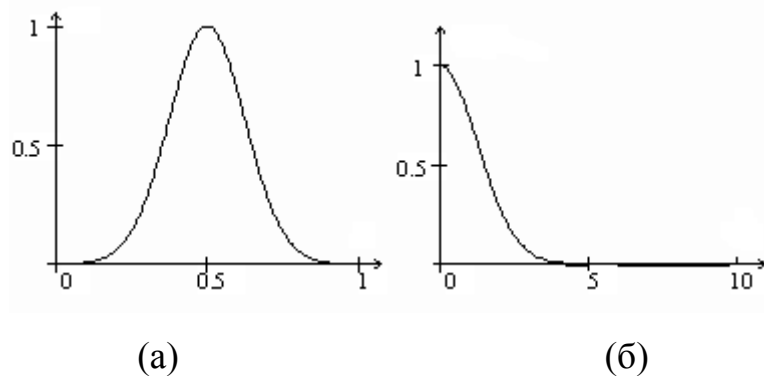


Рис. 1.7. Вікно Гауса (а) та його СГП (б) – позначення аналогічні як на рис. 1.5

Це вікно має найбільшу швидкість зникання бічних пелюсток при  $\omega \rightarrow \infty$ . Коефіцієнт  $\alpha$  звичайно вибирається з діапазону (2...3) і дає можливість регулювати ширину вікна в часовій області, і, отже, швидкість убавання і ширину центрального пелюстка спектра.

1.4.4.2. Усереднення по кількох вибірках. Зі статистики відомо, що при усередненні декількох незалежних випадкових величин кожна з яких має дисперсію  $\sigma$ , дисперсія середнього буде в  $\sqrt{N}$  раз менше  $\sigma$ . Тому, якщо провести оцінку СГП по декількох незалежних вибірках, а потім отримані оцінки усереднити, то дисперсія результату буде в  $\sqrt{N}$  раз меншою дисперсії оцінки СГП по окремій вибірці.

Необхідно відзначити, що усереднювати потрібно саме спектри потужності, оскільки фаза деякої гармоніки вибіркового спектра є випадковою величиною, рівномірно розподіленою на інтервалі  $(0 ; 2\pi)$ , у той час як її амплітуда є не випадковою функцією частоти.

Ще одне зауваження стосується незалежності окремих вибірок. Зовсім не обов'язково, щоб вибірки не перекривалися між собою, досить щоб часове зрушення між ними перевищував інтервал кореляції випадкового процесу.

Єдиним недоліком усереднення по декількох вибірках є необхідність одержання тривалого стаціонарного запису R-R інтервалів. На практиці одержання такого запису тривалістю більше 5-10 хвилин представляє серйозну проблему, а оскільки для поліпшення статистичних властивостей оцінки СГП, вихідний запис необхідно розбити як мінімум на 4 ділянки, то побічним результатом такої розбивки буде зменшення роздільної здатності спектра.

1.4.5. Параметричні методи. Перевагами параметричних методів є: легко помітні згладжені спектральні компоненти, легка автоматична подальша обробка спектра з розпізнаванням основної частоти для низькочастотної (LF) і високочастотної (HF) компонент, прийнятна оцінка спектра навіть по короткій вибірці. Основні недоліки параметричних методів — складність розрахункових алгоритмів і необхідність перевірки адекватності обраної статистичної моделі.

Основною ідеєю параметричних методів є представлення вибіркової СГП у виді суми двох компонентів: власне СГП досліджуваного процесу і випадкової складової, при цьому досліджувана послідовність,  $y_i$  представляється у вигляді моделі:

$$y_k = \sum_{i=0}^N a_i x_{k-i} + \sum_{i=1}^M b_i y_{k-i}, \quad (1.16)$$

де  $a_i$ ,  $b_i$  – константи,  $x_i$  – випадкові зовнішні впливи з рівномірною спектральною густиною (білий шум).

Першу суму у вираженні для  $y_k$  звичайно називають ковзним середнім, а другу – авторегресією, тому такі моделі одержали назву авторегресійних ковзного середнього (АРКС). Іноді при розрахунках використовують тільки одну із сум, тоді модель відповідно називають авторегресійною (АР) або ковзного середнього (КС), причому показано, що АР модель може бути зведена до КС і навпаки.

В кінцевому рахунку задача полягає в оцінці тим або іншому способом невідомих констант  $N$ ,  $M$ ,  $a_i$ ,  $b_i$  по відомій вибірці. Як правило, цей процес є ітеративним: вибираються деякі значення  $N$  і  $M$ , і розраховуються параметри моделі. Потім, по ряду критеріїв перевіряють якість отриманої моделі: різниця між моделлю і спектром вихідного сигналу повинна бути білим шумом, повинні бути відсутніми ефекти перепараметризації, і т.д. Потім змінюють  $N$  і  $M$  і повторюють процедуру до одержання прийняттого результату.

Необхідно відзначити, що АРКС моделі є статистичними моделями процесу, тобто такими, які описують сигнал і практично не є пов'язаними з внутрішньою структурою об'єкту.

### 1.5. Кореляційний аналіз.

Якщо при аналізі варіабельності серцевого ритму використовувати які-небудь додаткові сигнали (сигнал дихання, сигнал капілярного кровотоку, міограму судинної стінки, ...), то можна оцінити ступінь взаємозв'язку різних біологічних процесів, а також фазові (часові) затримки між ними. Для цієї мети і призначений кореляційний аналіз.

Мірою зв'язку двох випадкових процесів у тимчасовій області є їх взаємна кореляційна функція (називана також кроскореляційною):

$$r_{xy}(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} x(t) \cdot y(t + \tau) \cdot dt \quad (1.17)$$

Інтервал, на якому кроскореляційна функція відрізняється від нуля називають інтервалом кореляції функцій  $x$  та  $y$ . В окремому випадку, при  $x=y$ , одержуємо так-звану автокореляційну функцію, що відображає взаємозв'язки всередині сигналу. У статистику замість кореляційної функції більш часто використовують нормовану кросковаріаційну функцію, що у випадку дискретного сигналу розраховується по формулі:

$$r_k = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x}) \cdot (y_{i-k} - \bar{y})}{\sqrt{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \cdot \sqrt{\sum_i (y_{i-k} - \bar{y})^2}}, \quad (1.18)$$

де  $\bar{x}, \bar{y}$  — середні значення функцій  $x$  і  $y$ .

Діапазон зміни коефіцієнта  $r = [-1; 1]$ , причому чим ближче його абсолютне значення до одиниці, тим тісніше взаємозв'язок двох процесів. Змінюючи параметр  $k$  ми змінюємо “зсув” одного сигналу щодо іншого. Значення  $k$ , при якому  $r$  є максимальним, звичайно інтерпретують як тимчасову затримку одного сигналу щодо іншого. Оцінити ймовірність відхилення нормованого коефіцієнта коваріації від нуля можна по формулі:

$$r_{\pm} = \frac{e^{2z} - 1}{e^{2z} + 1}, \quad (1.19)$$

де  $z = \pm \frac{1,96}{\sqrt{N-3}}$ ,

$N$ – розмір вибірки.

Значення  $r_{\pm}$  вказує 5% довірчий інтервал для  $r=0$ . Якщо обчислений по вибірці коефіцієнт коваріації знаходиться всередині довірчого інтервалу, то його відмінність від нуля є незначною.

Аналогом кореляційної функції в спектральній області є функція когерентності:

$$C_{xy}(f) = \frac{P_{xy}(f)}{\sqrt{P_{xx}(f)} \cdot \sqrt{P_{yy}(f)}}, \quad (1.20)$$

де  $P_{xx}(f)$ ,  $P_{yy}(f)$  – спектри потужності випадкових процесів  $x$  та  $y$ ,

$P_{xy}(f)$  – кросспектральна функція, означена як дискретно-часове перетворення Фур'є від кроскореляційної функції:

$$P_{xy}(f) = T \sum_k R_{xy}[k] \cdot e^{-j2\pi f k T}, \quad (1.21)$$

де  $R_{xy}[k] = \frac{1}{N} \sum_i x[i+k] \cdot x[i]$  — кроскореляційна функція,

$N$  — розмір вибірки.

При розрахунку функції когерентності необхідно вихідний запис розбити на кілька незалежних ділянок, для кожного обчислити функцію  $C_{xy}(f)$  і результати усереднити. Справа в тому, що модуль функції когерентності, розрахованої по окремій вибірці, є завжди тотожно рівним 1.

Модуль функції когерентності лежить у діапазоні від 0 (для частот, на яких когерентність відсутня) до 1 (канали цілком когерентні). Якщо когерентність двох сигналів на якійсь частоті значна ( $|C_{xy}(f)| > 0,5$ ), то говорять, що два сигнали мають на цій частоті фіксовані фазові співвідношення і можуть розглядатися як синхронізовані один з одним. У цьому випадку фазову затримку між двома сигналами на частоті когерентності визначають як фазу функції  $C_{xy}(f)$ . Для обчислення функції когерентності необхідно використовувати усереднення по декількох вибірках, у протилежному випадку її модуль буде тотожно дорівнювати 1.

За допомогою описаних методів можна оцінити взаємозв'язок ритму серця з яким-небудь іншим сигналом (наприклад, об'ємом повітря в легенях). Експериментально реєструють два сигнали: ЕКГ та спірограму. У сигналі ЕКГ визначають місця розташування R зубців і обчислюють відстані між ними ( $RR_1, RR_2, \dots$ ). На сигналі дихання фіксують значення, що відповідають положенню R зубців на ЕКГ ( $RS_1, RS_2, \dots$ ). У результаті одержують дві послідовності  $\{RR_i\}, \{RS_i\}$ , які можна розглядати як функції номера R-R інтервалу. Отримані функції і використовуються для наступного кореляційного аналізу.

### 1.6. Висновки до розділу 1.

Встановлено, що відомі методи аналізу ВСР розглядають кардіоритмограму як ергодичний, стаціонарний в широкому сенсі випадковий процес.

Процес називається стаціонарним у широкому сенсі, якщо його середнє значення не змінюється в часі, а автокореляційна функція (математичне сподівання добутку  $x(t_1)x(t_2)$ )  $r_{xx}(t_1, t_2) = E[x(t_1)x(t_2)]$ , залежить лише від різниці  $t_2 - t_1$ . Це такі процеси, які протікають приблизно однорідно і мають вигляд безперервних коливань навколо деякого середнього значення.

При перевірці стаціонарності випадкового процесу звичайно поступають у такий спосіб: вихідну послідовність розбивають на  $N$  непересічних ділянок, для кожної з ділянок обчислюють середнє значення та автокореляційну функцію і перевіряють статистичну гіпотезу про рівність обчислених характеристик. Якщо гіпотеза не відкидається, то ділянка сигналу вважається стаціонарною.

Стаціонарний процес називають ергодичним, якщо при обчисленні його статистичних характеристик усереднення по ансамблю реалізацій у фіксований момент часу можна замінити усередненням за часом для однієї реалізації. Оскільки для одного пацієнта неможливо одночасно одержати кілька реалізацій

кардіоритмограми, то приймається припущення про ергодичність її стаціонарних ділянок.

## РОЗДІЛ 2

### РОЗРОБКА МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ ДЛЯ СТВОРЕННЯ МЕТОДУ АНАЛІЗУ НЕСТАЦІОНАРНОЇ ВСР

#### 2.1. Фактори, що спричиняють ВСР

На ритм серця чинять постійний вплив центральної і вегетативна нервові системи, насичення крові киснем і вуглекислим газом, різні рефлексії [10, 11]. Усі ці впливи відносять до стаціонарних впливів на ритм серця. У той же час, існують фактори, пов'язані з функціонуванням системи кровообігу, наприклад, навіть при зміні положення тіла. Ці зміни відносять до нестаціонарних впливів.

2.1.1. Механізми нервової регуляції ритму серця. Ритм серця визначається властивістю спеціалізованих клітин провідної системи серця спонтанно активізуватися, так називаною властивістю серцевого автоматизму. Регуляція серцевого ритму здійснюється вегетативною нервовою системою, центральною нервовою системою та рядом гуморальних і рефлексорних впливів [10].

2.1.1.1. Властивість автоматизму [11]. Ритмічні скорочення серця виникають під дією імпульсів, що зароджуються в ньому самому. Ця властивість називається автоматизмом. У нормальних умовах процеси спонтанної діастолічної деполяризації, що визначають властивості автоматизму, найбільш швидко протікають у синусному вузлі, що і задає ритм серця. Звичайна частота синусного імпульсоутворення становить 60 — 100 імпульсів у хвилину, однак вона може змінюватися під впливом медіаторів вегетативної нервової системи.

У ритмічній діяльності синусного вузла виділяють синусну тахікардію, брадикардію, нормокардію та аритмію. При синусній тахікардії частота серцевих скорочень (ЧСС) перевищує 90 ударів у хвилину в дорослих і 160 ударів на хвилину в дітей. Причинами синусної тахікардії може бути фізична або емоційна напруга, вплив медикаментозних препаратів і т.д. Синусна брадикардія з частотою ритму меншою 60 ударів за хвилину може виникнути у відповідь на психогенні впливи внаслідок страху або болю. Синусна брадикардія розвивається також під час сну, у тренуваних спортсменів, в осіб, що виконують фізичну роботу, при патологіях мозку, інфекційних захворюваннях і ін. Синусна аритмія встановлюється при розходженні між найкоротшим і найдовшим інтервалами серцевих скорочень в 0,15 — 0,16 секунд. Виділяють циклічну синусну аритмію, зв'язану з актом подиху, і синусну недихальну, нециклічну аритмію, що може бути викликана серцевою патологією, підвищенням внутрічерепного тиску, плевроперикардіальними спайками, глікозидами.

2.1.1.2. Внутрісерцеве (інтракардіальне) регулювання ритму серця [11]. Першим рівнем системи регуляції роботи серця є механізм внутрісерцевого регулювання. Він зв'язаний з особливими властивостями самого міокарда і діє навіть в умовах ізольованого серця за законом Франка-Старлінга: ізольоване серце при постійній частоті скорочень може самостійно пристосовувати свою діяльність до зростаючого навантаження, відповідаючи на неї збільшеним викидом. Цей механізм включається при зміні положення тіла, що супроводжується зміною венозного повернення крові, гострій збільшенні



обсягу циркулюючої крові (при переливаннях крові) і підвищенні периферичного опору.

2.1.1.3. Механізми екстракардіального регулювання ритму серця [11]. Екстракардіальні рівні регуляції роботи забезпечуються вегетативною та ендокринною системами. По швидкості розвитку адаптивних процесів і їхній тривалості механізми регуляції серцево-судинної системи поділяють на:

- механізми короточасної дії (барорефлекси, хеморефлекси, дія гормонів: адреналіну, норадреналіну, вазопресину),
- механізми проміжного (за часом) дії (зміни транскапілярного обміну, релаксація напруги судин, ренин-ангіотензійної системи),
- механізми тривалої дії (регуляція внутрісудинного обсягу крові і ємності судин).

2.1.1.4. Іннервація серця. Вегетативні механізми регуляції ритму серця .

Оскільки серце має власний автоматизм, то вплив вегетативної нервової системи (ВНС) на ритм серця є модулюючим, а не керуючим [11]. Серце іннервується як симпатичними, так і парасимпатичними відділами ВНС. Симпатичні впливи звичайно приводять до підвищення ритму серця, парасимпатичні — до його зниження.

Аферентна (чуттєва, доцентрова) іннервація серця здійснюється в основному мієлінізованими волокнами, що входять до складу блукаючого нерва. Ці волокна починаються в передсердях і шлуночках нервовими закінченнями, що реагують на активну напругу (альфа-рецептори) або пасивний розтяг (бета-рецептори). Альфа-рецептори збуджуються при скороченні передсердь, а бета-рецептори наприкінці систоли шлуночків. Збудження бета-рецепторів передсердь призводить до гальмування симпатичного й активації парасимпатичного відділів довгастого мозку. Сигнали від альфа-рецепторів, навпаки, ведуть до підвищення симпатичного тону.

Іншим типом аферентних систем, що активно беруть участь у регуляції ритму серця, є баро- і хеморецептори [12]. Барорецептори розташовані в стінках великих внутрішньогрудних і шийних артерій (область дуги аорти і каротидного синуса), а хеморецептори — в аортальних (дуга аорти) і синокаротидних (розгалуження загальної сонної артерії) тільцях. Реакція на подразнення барорецепторів полягає в зміні ритму серця і тону кровеносних судин таким чином, щоб компенсувати зміна внутрісудинного тиску. Одним із проявів барорефлекторної реакції є вплив фаз дихання на частоту скорочень серця: вдих супроводжується зниженням тиску в каротидному синусі і прискоренням ритму, видих — уповільненням ритму.

До хеморецепторних механізмів впливу на серцево-судинний центр можна віднести гуморальні зміни крові і геморецепторний рефлекс. Підвищення парціального тиску вуглекислого газу, зниження парціального тиску кисню та ацидоз призводять до підвищення ритму серця, зворотні явища — до його зниження.

Симпатична іннервація серця [10]. Медіатором симпатичного нерва є норадреналін, взаємодія якого з клітинами серця (кардіоцитами) веде до підвищення ЧСС. Вплив може здійснюватися або безпосередньо (через волокна, які іннервують серце), або за допомогою катехоламінів (адреналіну,

норадреналіну), що виділяються в кров з мозкового шару наднирників. Латентний період розвитку реакції на симпатичні впливи складає 1-3с., але для остаточного досягнення нової ЧСС потрібно 30-60 с. Так само повільно відбувається і повернення до колишньої ЧСС. В цілому можна сказати, що симпатичні впливи на серце реалізуються відносно повільно, але вони відносно стійкі і генералізовані.

Парасимпатична іннервація серця. Парасимпатична іннервація здійснюється блукаючим нервом. Медіатором блукаючого нерва є ацетилхолін (АХ). Латентний період реакції на подразнення блукаючого нерва є значно коротшим ніж симпатичного — 200 мс, а постійний рівень ЧСС досягається швидко — через кілька серцевих циклів. Відновлення ЧСС після припинення стимуляції відбувається протягом 15—20с, що пояснюється швидкою гідролізацією АХ у синусному вузлі. Вплив блукаючого нерва на клітини синусного вузла залежить від сили подразнення: при сильному — виникає ефект гальмування, а при слабкому — “парадоксальний ефект” (збільшення ЧСС). У цілому, парасимпатичні впливи характеризуються відносно швидким ефектом і відносно швидким поверненням ЧСС до вихідного рівня, а також більшою вибірковістю дії.

Взаємодія симпатичного і парасимпатичного відділів. Постійна взаємодія симпатичних і парасимпатичних впливів відбувається на всіх рівнях сегментарного відділу вегетативної нервової системи, однак воно не є простою сумою гальмуючих і прискорюючих впливів: при різному ступені активності одного з відділів ефект іншого відділу також буде різний. Такий тип взаємодії прийнятий називати “функціональною синергією”. У нормальних умовах симпатична і парасимпатична системи постійно знаходяться в динамічній взаємодії, узгоджено регулюючи роботу серця для досягнення необхідного пристосувального ефекту. При функціональній неузгодженості даних відділів, прийнято говорити про внутрішньосистемну і/або міжсистемну дезінтеграції.

2.1.2. Процеси, які спричиняють нестационарність ВСР. Ці процеси є випадковими при записах ЕКГ, вони значно впливають на результати аналізу в цілому. Одним з таких процесів може бути ковтання. На кардіоритмограмі воно виявляється одиночними хвилями тахікардії, що у ряді випадків переходить у короткочасну брадикардію. Це явище відоме вже більше 100 років і описане воно С. Мельцером у 1883 році. Г.Я. Прийма [10] назвав таку реакцію глотково-серцевим рефлексом. Зміни ВСР внаслідок цих реакцій детально вивчені В.М. Хаютиним. Вони виявляються в низькочастотному діапазоні спектра і можуть завищувати його потужність, що значно впливає на результати досліджень цих хвиль, а, отже, і оцінку стану симпатичної системи. Тому при аналізі ВСР обов'язково необхідно враховувати це явище, проте, як було показано в попередньому розділі, нестационарні частини кардіоритмограми усувають для спрощення алгоритму аналізу. Інші неперіодичні складові ВСР пов'язані з подразненням з боку зовнішнього [13] (звуковий або світловий вплив) або внутрішнього (раптове посилення перистальтики кишечника) середовищ, зміною положення тіла. Вони також суттєво впливають на результати аналізу ВСР.

## 2.2. ВСР як періодично корельований випадковий процес.

2.2.1. Опис періодично корельованого випадкового процесу. Періодично корельований випадковий процес (ПКВП) — це періодично нестационарний в широкому сенсі випадковий процес з інваріантними відносно зсувів на  $T_k$  математичним сподіванням [14]:

$$m_\xi(x;t) = \sum_{p \in Z} m_p \exp\left(i \frac{2\pi}{T_k} pt\right); \quad (2.1)$$

коли воно тотожно не рівне нулю та кореляційною функцією [14]:

$$K(t + T_k, s + T_k) = K(t, s) \quad (2.2)$$

ПКВП належить до класу  $\pi$ , тобто задовольняє умову скінченності середньої потужності [14]:

$$P_\xi \equiv \lim_{\theta \rightarrow \infty} \frac{1}{2\theta} \int_{-\theta}^{\theta} K_\xi(t, t) dt < \infty \quad (2.3)$$

де  $P_\xi$  — середня потужність процесу  $\xi$ ,

$K_\xi(t, t)$  — кореляційна функція процесу  $\xi$ .

Отже, випадковий процес є періодично корельованим, якщо його математичне сподівання  $m_\xi$  та функція кореляції  $K(t, \tau)$  періодичні по  $t$  з періодом  $T_k$ , який називається періодом корельованості процесу:

$$m_\xi(t + T_k) = m_\xi(t); \quad K_\xi(t + T_k, \tau) = K_\xi(t, \tau), \quad t, \tau \in \mathfrak{R} \quad (2.4)$$

Для випадкового процесу класу  $\pi$  існують середні характеристики:

а) середня кореляційна функція  $K_\xi(\tau)$  та

б) середній спектр  $F_\xi(A)$  такий що  $K_\xi(\tau) = \int \exp(i\tau\omega) F_\xi(d\omega)$ .

Для ПКВП в силу періодичності його імовірнісних характеристик усереднення по всій часовій осі заміняється усередненням на відрізку довжиною періоду корельованості, і тоді співвідношення (2.3) приймає вигляд:

$$P_\xi^T \equiv \frac{1}{T} \int_0^T K_\xi(t, 0) dt \quad (2.5)$$

та функція кореляції:

$$K_\xi \equiv \frac{1}{T} \int_0^T K_\xi(t, \tau) dt \quad (2.6)$$

ПКВП для яких  $P_\xi^T < \infty$  утворюють клас  $\pi^T$ , який є підкласом класу  $\pi$ .

Параметрична кореляційна функція ПКВП  $K(t, \tau)$  як періодична по параметру  $t$  з періодом  $T_k$ , допускає представлення у вигляді ряду Фур'є [14]:

$$K(t, \tau) = \sum k_k(\tau) \exp\left(ik \frac{2\pi}{T_k} t\right), \quad (2.7)$$

коефіцієнти якого  $k_k(\tau)$ ,  $k \in Z$  називають кореляційними компонентами процесу. Для стаціонарного процесу всі  $k_k(\tau) \equiv 0$  при  $k \neq 0$ , а кореляційна функція стаціонарного наближення до ПКВП рівна нульовій його кореляційній компоненті [14]:

$$K_{\xi}(\tau) = k_0(\tau).$$

Якщо кореляційні компоненти представити у вигляді інтеграла Фур'є-Стільтьєса:

$$k_k(\tau) = \int_{\mathfrak{R}} \exp(i\tau\omega) F_k(d\omega) \quad (2.8)$$

то двочастотна спектральна функція ПКВП як гармонізованого процесу буде мати вигляд [14]:

$$F_{\xi}(d\omega_1, d\omega_2) = \sum F_k(d\omega_2) \delta(\omega_1 - \omega_2 - k \frac{2\pi}{T_k}) d\omega_1 \quad (2.9)$$

тобто у випадку ПКВП будуть корельованими лише гармоніки, частоти яких задовольняють умову [15]:

$$\omega_2 - \omega_1 = k \frac{2\pi}{T_k}, \quad k \in Z.$$

Розклад в ряд Фур'є параметричного спектру має вигляд:

$$S_{\xi}(t, A) = \sum_{k \in Z} S_k(A) \exp\left(ik \frac{2\pi}{T_k} t\right), \quad A \subseteq \mathfrak{R} \quad (2.10)$$

тобто функція  $S_k(\Delta)$  в представленні (2.9) є амплітудою  $k$ -ї гармоніки змінного спектру. Справедливим є також твердження:

$$\frac{1}{T_k} \int_0^{T_k} S_{\xi}(t, A) dt = S_0(A) \geq 0.$$

Двочастотна спектральна густина та змінна спектральна густина гармонізованого ПКВП будуть мати відповідно вигляд [14]:

$$S_{\xi}(\omega_1, \omega_2) = \sum_{k \in Z} S_k(\omega_1) \delta\left(\omega_1 - \omega_2 - k \frac{2\pi}{T_k} t\right) \quad (2.11)$$

$$S_{\xi}(t, \omega) = \sum_{k \in Z} S_k(\omega) \exp\left(ik \frac{2\pi}{T_k} t\right). \quad (2.12)$$

Таким чином, безпосереднім наслідком гармонізованості ПКВП є існування змінного частотно-часового спектру — неперервного по  $t$  та дискретного по  $A$ , а також середнього спектру  $S_{\xi}(A) = S_0(A)$ , еквівалентного спектру стаціонарного наближення до вихідного ПКВП [14].

З характерної властивості (2.9) ПКВП періодичної корельованості випливає [15] що його коваріація може бути представлена у вигляді:

$$K(t, s) = \sum_{k, j \in Z} K_{ki}(t - s) \exp\left[i \frac{2\pi}{T_k} (kt - js)\right] \quad (2.13)$$

де

$$K_{ki}(\tau) \equiv \int_{\mathfrak{R}} \exp(i\tau\omega) F_{ki}(d\omega), \quad \text{а } F_{ki}(d\omega) \equiv S_{k-j} \left[ d \left( k \frac{2\pi}{T_k} + \omega \right) \right].$$

При цьому з умови, що  $K(t, s)$  — функція додатньо визначеного типу, випливає, що матриця  $[K_{k,j}(\tau)]$ ,  $k, j \in Z$  може розглядатися як кореляційна матриця деякого безкінечномірного векторного стаціонарного випадкового

процесу  $\xi(t) = \{\xi_k(t)\}$ ,  $k \in Z$ . Обмеженість середньої потужності ПКВП означає, що ПКВП  $\xi(t)$  може бути представлений у вигляді (2.14) через стаціонарні компоненти  $\xi_k(t)$ ,  $k \in Z$  з скінченою сумарною дисперсією (2.15):

$$\xi(t) = \sum_{k \in Z} \xi_k(t) \exp\left(ik \frac{2\pi}{T_k} t\right) \quad (2.14)$$

$$\sum_{k \in Z} D_{\xi_k} = \sum_{k \in Z} M \left| \xi_k^0(t) \right|^2 = \sum_{k \in Z} K_{kk}(0) \in \text{tr}K(0) < \infty \quad (2.15)$$

Представлення через стаціонарні компоненти повністю обґрунтовано в [16], де показана доцільність ведення більш широкого ніж по Лоеву та по Розанову, поняття D-гармонізованості з скінченою сумарною дисперсією гармонік, яка має місце в ПКВП зі скінченою середньою потужністю.

Аналогічне поняття гармонізованості потім було перенесено на загальні стаціонарні випадкові процеси, було визначено клас  $\pi$  процесів зі скінченою на всій числовій осі середньою потужністю, означено поняття гармонізованості таких процесів, їх стаціонаризації рівномірними зваженими на всій осі зсувами. Для описання типу збіжності представлень таких процесів була використана конструкція гільбертового  $B^2$  простору над колмогорівським гільбертовим простором значень процесу і було показано, що через процес із аласу  $\pi$  сумісно з усіма можливими зсунутими версіями утворює в цьому гільбертовому просторі стаціонарний „суперпроцес” [14]. Це дало можливість переформулювати для даного випадку колмогорівське визначення ергодичності стаціонарного в деякому гільбертовому просторі випадкового процесу і ввести поняття  $\Gamma$ -ергодичності процесу з класу  $\pi$ .

Показано, що послідовності відліків через період корельованості з різними початковими фазами для  $\Gamma$ -ергодичного ПКВП утворюють стаціонарні ергодичні та стаціонарно ергодично зв'язані випадкові послідовності, що дає можливість обґрунтовувати алгоритми статистичного оцінювання імовірнісних характеристик ПКВП.

2.2.2. Обґрунтування вибору ПКВП як математичної моделі ВСР. ПКВП є моделлю природного процесу, яка об'єднує в одному математичному об'єкті стохастичність та повторюваність, є логічним розвитком та узагальненням відомих результатів по теорії стохастичних коливань [17].

Перш за все вона розвиває теорію коливань з неперервним спектром, яка основана на базі моделі стаціонарного випадкового процесу, в якій враховується можливість розкладу процесу на гармоніки, розподіл потужності по гармоніках [16].

Ідея описання стохастичних коливань з допомогою математичної моделі у вигляді ПКВП була висловлена у зв'язку з необхідністю знайти засоби врахування не лише стохастичності коливань (яка врахована в стаціонарній моделі), а також і їх повторюваності. Повторюваність варто розуміти як результат закономірного (в імовірнісному сенсі) повторення циклів, як взаємопов'язаної послідовності фаз в розвитку досліджуваної системи. З цієї причини ПКВП служить стохастичною моделлю простої ритміки, імовірнісні характеристики якої є періодичними функціями. Строга повторюваність

значень імовірнісних характеристик буде породжувати відповідну цим коливанням фазову структуру і в значеннях реалізацій випадкових процесів. Цей факт втілюється в корельованості складових гармонік. Для випадкового стаціонарного процесу вони не є корельованими, що є автоматичним наслідком стаціонарності процесу. Тип зміни характеристик процесу пов'язаний з типом корельованості його гармонічних складових. Приналежність процесу до класу ПКВП еквівалентна тому, що корельованими є лише гармоніки, які відрізняються одна від одної на величину кратну частоті, яка відповідає періоду корельованості процесу. Такий тип корельованості виражає наявність явної фазової структури в кореляційних зв'язках значень процесу.

Оскільки наявність в розкладі періодичної функції, крім основної частоти, ще о обертонів не означає, що дане коливання є продуктом накладання гармонічних коливань, утворених осциляторами всіх наявних в цьому розкладі частот, то тим більше наявність в процесі гармонічних складових нічого не говорить про характер зміни його імовірнісних характеристик. Про закономірність таких змін свідчить тип корельованості гармонік. Стаціонарний процес з некорельованими гармоніками ніякого коливного механізму його зародження описувати не може [14].

В попередньому підрозділі було наведено низку факторів, які спричиняють нестационарність та так звані „приховані періодичності” варіабельності серцевої ритміки. Такі періодичності доцільно і логічно описувати в термінах періодичності імовірнісних характеристик випадкового процесу та прийняти за модель ВСР періодично корельований випадковий процес.

### 2.3. Висновки до розділу 2

В розділі описано фактори, які спричиняють ВСР та її нестационарність, розглянуто механізми іннервації серця, внутрішні та зовнішні впливи на ВСР. Описано ПКВП як випадковий процес, що є моделлю природного ритмічного процесу. Зроблено логічний висновок про використання ПКВП як математичної моделі ВСР, а отже і застосування до аналізу ВСР методів аналізу ПКВП – фільтрового, когерентного та компонентного.

### РОЗДІЛ 3

## ОПИС МЕТОДІВ АНАЛІЗУ СЕРЦЕВОГО РИТМУ ЯК ВИПАДКОВОГО ПРОЦЕСУ

Періодично корельовні випадкові процеси (ВП) можна трактувати як стаціонарні в гільбертовому  $B^2$  просторі над колмогорівським гільбертовим простором [15].

Стаціонарні послідовності відліків через період корельованості періодично корельовні ВП є не лише стаціонарними та стаціонарно зв'язаними, але і мають властивості ергодичності та ергодичної зв'язаності. Оскільки через представлення періодично корельовних ВП через стаціонарні компоненти очевидно, що всю випадковість визначають ці компоненти, умову ергодичності такого процесу можна сформулювати як ергодичність та ергодичну зв'язаність його стаціонарних компонент [14].

Виділяють два основні методи оцінки імовірнісних характеристик періодично корельовних ВП — компонентний та синфазний. Синфазний метод виходить з того, що відліки значень періодично корельовних ВП через період корельованості різному виборі початку відліку (початкової фази)  $t_0 \in [0, T_k]$  утворюють стаціонарну ергодичну векторну випадкову послідовність  $\{\xi(t_0), t_0 \in [0, T_k]\}$ , де позначено  $\xi(t_0) \equiv \{\xi(t_0 + kT_k), k \in Z\}$ . Цей метод можна трактувати як перенесення на дану ситуацію відомого в фізиці та радіотехніці методу накопичення, розробленого в першу чергу для адитивної моделі.

Співфазні відліки періодично корельовних ВП, тобто значення процесу  $\xi(t_0 + kT_k), k \in Z$ , в силу означення даного класу процесів володіють одною і тою ж статистикою другого порядку, так само як відліки періодично корельовних ВП — одною і тою ж повною статистикою.

Компонентний метод виходить з того, що характеристики періодично корельовних ВП є періодичними функціями часу, а тому можуть бути представлені з допомогою розкладів типу рядів Фур'є:

$$m(t) = \sum_{l \in Z} m_l \exp\left(il \frac{2\pi}{T_k} t\right) \quad (3.1)$$

$$K(t, \tau) = \sum_{l \in Z} k_l(\tau) \exp\left(il \frac{2\pi}{T_k} t\right), \quad (3.2)$$

$$\tau \in \mathfrak{R}.$$

Коефіцієнти  $m_l$  та  $k_l(\tau)$  розкладів (3.1) та (3.2), які називають також компонентами характеристик, знаходять за формулами:

$$m_l = \frac{1}{T_k} \int_0^{T_k} m(t) \exp\left(il \frac{2\pi}{T_k} t\right) dt \quad (3.3)$$

$$k_l = \frac{1}{T_k} \int_0^{T_k} k(t, \tau) \exp\left(il \frac{2\pi}{T_k} t\right) dt, \quad (3.4)$$

$$\tau \in \mathfrak{R}.$$

При обчисленні величини (3.3) та (3.4) на різних відрізках довжиною  $T_k$ :  $[(j-1)T_k + t_0, jT_k + t_0]$  в [14] враховуються їх можливі флуктуації та усереднюють отримані значення. Власне таке усереднення зводиться до усереднення по періодах досліджуваної функції. Виходячи з цього можна вибрати за статистики для знаходження оцінок компонентів імовірнісних характеристик періодично корельованих ВП, записаних у формі (3.3) та (3.4), вирази:

$$m_k^* = \frac{1}{\theta} \int_0^{\theta} \xi(t) \exp\left(-ik \frac{2\pi}{T_k} t\right) dt \quad (3.5)$$



$$k_l^* = \frac{1}{\theta} \int_0^\theta \xi^0(t+\tau) \xi^0(t) \exp\left(-il \frac{2\pi}{T_k} t\right) dt \quad (3.6)$$

Їх математичні сподівання, як легко бачити, отримуються з формул (3.5) та (3.6), тобто  $Mm_l^* = m_l$  та  $Mk_l^*(\tau) = k_l(\tau)$ , відповідно ці оцінки є незміщеними. А тоді незміщені компонентні оцінки характеристик ПКВП можуть бути записані у вигляді:

$$m^*(t) = \sum_{l \in Z} m_l^* \exp\left(il \frac{2\pi}{T_k} t\right) \quad (3.7)$$

$$K^*(t, \tau) = \sum_{l \in Z} k_l^*(\tau) \exp\left(il \frac{2\pi}{T_k} t\right), \quad (3.8)$$

$\tau \in \mathfrak{R}$ .

Оцінки  $m^*(t)$  математичного сподівання, кореляційної функції  $K^*(t, \tau)$  та її компонентів  $k_l^*(\tau)$  є випадковими функціями своїх аргументів, а коефіцієнти  $m_l^*$  розкладу  $m(t)$  в ряд Фур'є — випадковими величинами.

Цілком логічно виникає запитання про близькість цих оцінок  $B^*$  до відповідних їм імовірнісних характеристик.

При вивченні властивостей оцінок найбільший інтерес представляє зміщення оцінки

$$\varepsilon_{B^*} = MB^* - B,$$

дисперсія

$$D_{B^*} = M\left[B^* - m_{B^*}\right]^2$$

та кореляційна функція

$$K_{B^*}(\tau_1, \tau_2) = M \left[ B^*(\tau_1) - m_{B^*}(\tau_1) \right] \left[ B^*(\tau_2) - m_{B^*}(\tau_2) \right]$$

Найкращими будуть незміщені (з нульовим зміщенням) оцінки з найменшою дисперсією та некорельованими значеннями. Властивості оцінок залежать від вибраного правила оцінювання (такого, що визначає вид функції спостережених значень) та довжини відрізка аналізованої реалізації. В наступних підрозділах розглянуто властивості оцінок  $m^*(t)$ ,  $K^*(t, \tau)$  періодично корельованих ВП, обчислених синфазним та компонентним методами.

### 3.1. Синфазний метод аналізу

Нехай усереднення виконується на відрізку фіксованої довжини  $\theta = NT_k$ . Довжина реалізації тоді буде представлятися як  $NT_k + \tau_{\text{макс}}$ , де  $\tau_{\text{макс}}$  — максимальний зсув, для якого оцінюється значення кореляційної функції, тобто:

$$m^*(t) = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} \xi(t + nT_k) \quad (3.9)$$

$$K^*(t, \tau) = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} \xi^0(t + \tau + nT_k) \xi^0(t + nT_k), \quad (3.10)$$

де

$$\xi^0(t) = \xi(t) - m^*(t).$$

Математичне сподівання статистики (3.9) рівне оцінюваній величині

$$Mm^*(t) = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} m(t + nT_k) = m(t).$$

Тому оцінка (3.9) буде незміщеною.

Дисперсія оцінки (3.9) рівна:

$$\begin{aligned} D_{m^*}(t) &= M[m^*(t) - Mm^*(t)] = \frac{1}{N^2} \sum_{n=0}^{N-1} \sum_{l=0}^{N-1} M\xi(t + nT_k)\xi(t + lT_k) - m^2(t) = \\ &= \frac{1}{N} \sum_{n=-N+1}^{N-1} \left(1 - \frac{|n|}{N}\right) K(t, nT_k) \end{aligned} \quad (3.11)$$

При відомому математичному сподіванні,  $K^*(t, \tau)$  можна обраховувати окрім (3.11) і по статистиці:

$$K^*(t, \tau) = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} \xi(t + nT_k)\xi(t + \tau + nT_k) - m(t)m(t + \tau). \quad (3.12)$$

Обидві ці оцінки є незміщеними, а їхня дисперсія відповідно визначається за виразами:

$$\begin{aligned} D_{K^*}(t, \tau) &= \frac{1}{N^2} \sum_{m,n=0}^{N-1} M\xi^0(t + nT_k)\xi^0(t + \tau + nT_k)\xi^0(t + mT_k) \times \\ &\quad \times \xi^0(t + \tau + mT_k) - K^2(t, \tau) \end{aligned} \quad (3.13)$$

$$\begin{aligned} D_{K^*}(t, \tau) &= \frac{1}{N^2} \sum_{m,n=0}^{N-1} M\xi(t + nT_k)\xi(t + \tau + nT_k)\xi(t + mT_k) \times \\ &\quad \times \xi(t + \tau + mT_k) - K^2(t, \tau)[2m(t)m(t + \tau) + 1] - m^2(t)m^2(t + \tau) \end{aligned} \quad (3.14)$$

При невідомому математичному сподіванні, коли попередньо необхідно обчислити його оцінку, статистики

$$K^*(t, \tau) = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} [\xi(t + nT_k) - m^*(t + nT_k)][\xi(t + \tau + nT_k) - m^*(t + \tau + nT_k)]; \quad (3.15)$$

$$K^*(t, \tau) = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} \xi(t + nT_k) \xi(t + \tau + nT_k) - m^*(t) m^*(t + \tau) \quad (3.16)$$

мають при скінченному  $N$  вже не нульове зміщення. Для першої з них знаходимо:

$$MK^*(t, \tau) = K(t, \tau) - \frac{1}{N} K(t, \tau) - \frac{1}{N} \sum_{n=-N+1}^{N-1} K(t, \tau + nT_k) + \frac{1}{N} \sum_{n=-N+1}^{N-1} \left(1 - \frac{|n|}{N}\right) K(t, \tau + nT_k)$$

Зміщення її

$$\varepsilon_{K^*}^{(1)} = \frac{1}{N} \left[ K(t, \tau) + \sum_{n=-N+1}^{N-1} \frac{|n|}{N} K(t, \tau + nT_k) \right]$$

прямує до нуля при  $N \rightarrow \infty$ , тобто розглянута оцінка є асимптотично незміщеною. Такою ж властивістю володіє і оцінка (3.16). Її зміщення:

$$\varepsilon_{K^*}^{(2)} = -\frac{1}{N} \sum_{n=-N+1}^{N-1} \left(1 - \frac{|n|}{N}\right) K(t, \tau + nT_k)$$

Величини  $\varepsilon_{K^*}^{(1)}$  та  $\varepsilon_{K^*}^{(2)}$  пов'язані між собою співвідношенням:

$$\varepsilon_{K^*}^{(1)} + \varepsilon_{K^*}^{(2)} = -\frac{1}{N} \left[ K(t, \tau) + \sum_{n=-N+1}^{N-1} K(t, \tau + nT_k) \right].$$

Варто відзначити, що оцінки кореляційної функції при невідомому математичному сподіванні також може бути утворена статистика:

$$K^*(t, \tau) = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} [\xi(t + nT_k) \xi(t + \tau + nT_k) - m^*(t + nT_k) m^*(t + \tau + nT_k)] \quad (3.17)$$

Зміщення її аналогічне  $\varepsilon_{K^*}^{(2)}$ .

Кореляційний аналіз ПКВП, окрім отримання оцінок коваріації  $K(t, \tau)$ , ставить також задачу знаходження оцінок кореляційних компонент  $k_l(\tau)$ , які характеризують структуру її часової мінливості. Оцінка кореляційних компонент може здійснюватися по статистиці:

$$k_l^* = \frac{1}{T_k} \int_0^{T_k} K^*(t, \tau) \exp\left(-il \frac{2\pi}{T_k} t\right) dt. \quad (3.18)$$

При відомому математичному сподіванні така оцінка є незміщеною:

$$Mk_l^* = \frac{1}{T_k} \int_0^{T_k} K^*(t, \tau) \exp\left(-il \frac{2\pi}{T_k} t\right) dt = k_l(\tau). \quad (3.19)$$

При відомому математичному сподіванні оцінки компонентів  $k_l^*(\tau)$ , як і оцінки кореляційної функції, будуть асимптотично незміщені. При скінченному  $N$ , коли кореляційна функція знаходиться по формулі (3.15) зміщення визначається за виразом:

$$\varepsilon_{k_l^*}^{(1)} = -\frac{1}{N} \left[ k_l(\tau) - \sum_{n=-N+1}^{N-1} \frac{|n|}{N} k_l(t, \tau + nT_k) \right]. \quad (3.20)$$

Якщо ж кореляційна функція обчислюється з допомогою співвідношення (3.17), то її зміщення рівне:

$$\varepsilon_{k_l^*}^{(2)} = -\frac{1}{N} \sum_{n=-N+1}^{N-1} \left( 1 - \frac{|n|}{N} \right) k_l(\tau + nT_k). \quad (3.21)$$

Отримані співвідношення дають можливість робити висновки про властивості статистик математичного сподівання, кореляційної функції періодично корельованих ВП та їх компонентів, визначають характер наближення таких оцінок до обчислюваних величин в залежності від методів їх знаходження.

### 3.2. Компонентний метод аналізу періодично корельованих ВП

Оцінки математичного сподівання та кореляційної функції періодично корельованих ВП, обчислювані на основі синфазного усереднення відліків, відібраних через період корельованості, використовують тільки одне значення процесу на періоді. Компонентні статистики:

$$m^*(t) = \sum_{l=-N_1}^{N_1} m_l^* \exp\left( il \frac{2\pi}{T_k} t \right) \quad (3.22)$$

$$K^*(t, \tau) = \sum_{l=-N_2}^{N_2} k_l^*(\tau) \exp\left( il \frac{2\pi}{T_k} t \right) \quad (3.23)$$

сформовані на основі інтегральних оцінок:

$$m_l^* = \frac{1}{\theta} \int_0^\theta \xi(t) \exp\left(-il \frac{2\pi}{T_k} t\right) dt \quad (3.24)$$

$$k_l^*(\tau) = \frac{1}{\theta} \int_0^\theta \xi^0(t + \tau) \xi^0(t) \exp\left(-il \frac{2\pi}{T_k} t\right) dt \quad (3.25)$$

містять більш „багату” інформацію [14].

Для математичного сподівання оцінки (3.22) з врахуванням статистики (3.24) отримано [14]:

$$Mm^*(t) = \sum_{l=-N_1}^{N_1} \exp\left(il \frac{2\pi}{T_k} t\right) \sum_{l=-N_1}^{N_1} m_l \varphi\left[(l-k) \frac{\pi}{T_k}\right] \exp\left[i(l-k) \frac{\pi}{T_k} \theta\right], \quad (3.26)$$

де

$$\varphi(\omega) = \text{sin}(\omega\theta) / (\omega\theta).$$

Оскільки при  $\theta \rightarrow \infty$  маємо, що  $\varphi\left((l-k) \frac{\pi}{T_k}\right) \rightarrow \delta_{lk}$ , де  $\delta_{lk}$  — символ

Кронекера, то оцінка (3.22) є асимптотично незміщеною. Забезпечити нульове зміщення оцінки можна при скінченій довжині реалізації, якщо вибрати  $\theta = NT_k$ .

Дисперсія компонентної оцінки математичного сподівання (3.22) є, як видно, періодичною функцією часу з періодом, рівним періоду корельованості періодично корельованих ВП, то коефіцієнтами Фур'є, визначеними відповідними інтегральними перетвореннями кореляційних компонент. При  $\theta = NT_k$  середнє на періоді значення дисперсії рівне [15]:

$$D_{m^*}^{T_k} = \frac{1}{N} \left[ k_0(0) + \sum_{n=1}^{N-1} \left( 1 - \frac{n}{N} \right) k_0(nT_k) \right]. \quad (3.27)$$

Цей вираз повністю співпадає з формулою для середньої дисперсії когерентної оцінки. Більше того, середня дисперсія когерентної оцінки є верхньою границею при  $N \rightarrow \infty$  значення середньої дисперсії компонентної оцінки.

Для знаходження кореляційних компонент, окрім статистики (3.25) можна скористатися формулою [15]:

$$k_l^*(\tau) = \frac{1}{\theta} \int_0^\theta [\xi(t)\xi(t+\tau) - m(t)m(t+\tau)] \exp\left(-il \frac{2\pi}{T_k} t\right) dt. \quad (3.28)$$

При відомому математичному сподіванні періодично корельовних ВП оцінки кореляційних компонент для  $\theta = NT_k$  є незміщеними, тому незміщеними будуть і визначені на їх основі оцінки кореляційної функції [15].

Для знаходження моментних функцій статистик кореляційної функції при невідомому сподіванні оцінки компонентів можна записати:

$$k_l^*(\tau) = \frac{1}{\theta} \int_0^\theta [\xi^0(t)\xi^0(t+\tau) - \xi^0(t)m^{0*}(t+\tau) - m^0(t)\xi^{0*}(t+\tau) + m^0(t)m^{0*}(t+\tau)] \exp\left(-il \frac{2\pi}{T_k} t\right) dt \quad (3.29)$$

де

$$m^{0*}(t) = \sum_{k=-N_2}^{N_2} \exp\left(ik \frac{2\pi}{T_k} t\right) \left[ \frac{1}{\theta} \int_0^\theta \xi^0(s) \exp\left(-ik \frac{2\pi}{T_k} s\right) ds \right]. \quad (3.30)$$



Співвідношення між середнім зміщенням оцінки (3.28) та аналогічними величинами при компонентному оцінюванні залежить від конкретних властивостей нульової кореляційної компоненти [15]. Якщо її затухання із зміщенням несуттєві, то перевагу варто надавати використанню оцінки (3.28), а якщо по  $\tau$  компонента швидко затухає і кількість компонент математичного сподівання незначне, то доцільніше використовувати статистики (3.23) та (3.28).

Проведений в [14] аналіз компонентних оцінок математичного сподівання та кореляційних функцій ПКВП розкриває характерні особливості оцінок, показує, що для деяких типів ПКВП вони володіють перевагами перед тими, які сформовані на основі відліків через період корельованості. Ці переваги особливо проявляються при незначній кількості компонент імовірнісних характеристик.

### 3.3. Фільтровий метод аналізу періодично корельованих ВП

І синфазний, і компонентний методи визначення імовірнісних характеристик періодично корельованих ВП можна розглядати як частинні випадки більш загального методу отримання оцінок — фільтрового методу (методу демодуляції) [18], який полягає в перемножуванні реалізації процесу на періодичну функцію з періодом, рівним періоду корельованості ПКВП, з подальшим усередненням:

$$m^*(t) = \int_{t_0}^t \xi(t)h(t-u)du = \int_0^{t-t_0} \xi(t-u)h(u)du. \quad (3.31)$$

Тут передбачається, що реалізація процесу задана на інтервалі  $[t_0, t]$  та довжина його складає  $\theta = t - t_0 = NT_k$ . Якщо вагову функцію вибрати  $h(u)$  вибрати у вигляді послідовності  $\delta$ -імпульсів:

$$h(u) = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} \delta(u - nT_k), \quad (3.32)$$

то прийдемо до когерентної статистики [18].

У випадку коли

$$h(u) = \frac{1}{t-t_0} \sum_{k=-N_1}^{N_1} \exp\left(ik \frac{2\pi}{T_k} u\right) = \frac{\sin[(N_1 + 1/2)(2\pi/T_k)u]}{(t-t_0)\sin[(\pi/T_k)u]}, \quad (3.33)$$

де  $N_1$  — кількість компонент математичного сподівання, які підлягають оцінці, отримаємо компонентну оцінку. Функції (3.32) та (3.33) є періодичними на інтервалі  $[t_0, t]$  та задовольняють загальну умову незміщеності оцінок:

$$\int_0^{t-t_0} h(u) \exp\left(-ik \frac{2\pi}{T_k} u\right) du = 1, \quad k = -\overline{N_1, N_1} \quad (3.34)$$

яке випливає з (3.31):

$$Mm^*(t) = \int_0^{t-t_0} m(t-u)h(u)du = \sum_{k=-N_1}^{N_1} \exp\left(ik \frac{2\pi}{T_k} t\right) \times \left[ \int_0^{t-t_0} h(u) \exp\left(-ik \frac{2\pi}{T_k} u\right) du \right] \quad (3.35)$$

Вирази (3.32) та (3.33) для імпульсно-вагової функції  $h(u)$  впливають з періодичності математичного сподівання періодично корельовних ВП. Специфіка компонентної імпульсно-вагової функції (3.34) полягає в тому, що вона формується на основі апріорних відомостей про кількість компонент  $m_k$  — величині  $N_1$ . Синфазний метод неявно передбачає оцінювання безкінечного ряду компонентів математичного сподівання. Це і є причиною того, що когерентні оцінки програють в якості компонентним. Оскільки

$$\lim_{N_1 \rightarrow \infty} h(u) = \lim_{N_1 \rightarrow \infty} \frac{\sin[(N_1 + 1/2)(2\pi/T_k)u]}{(t - t_0)\sin[(\pi/T_k)u]} = \frac{1}{N} \delta(u), \quad (3.36)$$

то при достатньо великій кількості компонентів математичного сподівання компонентний та синфазний методи оцінювання будуть відрізнятися незначно.

Перетворення (3.31) можна представити як результат проходження сигналу  $\xi(t)$  через фільтр з імпульсною перехідною характеристикою  $h(u)$ . Частотна характеристика такого фільтра при когерентному оцінюванні має вигляд:

$$H(u) = \frac{1}{2\pi N} \sum_{n=0}^{N-1} \exp(i\omega n T_k) = \exp\left[-i \frac{\omega T_k}{2} (N-1)\right] \frac{\sin[(\omega T_k N/2)]}{2\pi N \sin[(\omega T_k/2)]} \quad (3.37)$$

а при компонентному:

$$H(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-N_1}^{N_1} \exp\left[-i \left(\omega - k \frac{2\pi}{T_k}\right) \frac{\theta}{2}\right] \frac{\sin(\omega - k \cdot 2\pi/T_k) \theta/2}{(\omega - k \cdot 2\pi/T_k) \theta/2} \quad (3.38)$$

Селективні властивості компонентного та когерентного перетворень покращуються по мірі збільшення довжин оброблюваних реалізацій [18]. При цьому рівень бокових пелюсток частотних характеристик падає, а головна пелюстка стає більш вузькою.

В [15] розглянуто ще одну можливість, яка впливає зі структури періодично корельованих ВП, оцінювання їхніх характеристик, яка, як і можливість обчислення синфазних оцінок, характерна тільки для даного класу випадкових процесів. Вводиться множина декомпозиційних (проекційних) фільтрів  $\Phi_k^\Lambda$ ,  $k \in Z$ , частотні характеристики яких є індикаторами відрізків

розбиття осі  $R = \prod_{k \in Z} [(k - 1/2)\Lambda, (k + 1/2)\Lambda)$ , тобто множину ідеальних смугових

фільтрів зі смугами пропускання:

$$[(k - 1/2)\Lambda, (k + 1/2)\Lambda). \quad (3.39)$$

З [15, лема 6.1] відомо, що де модульована гармонікою частоти  $k\Lambda$  відповідна фільтрова вирізка за допомогою фільтру  $\Phi_k^\Lambda$  із ПКВП збігається з  $k$ -ю його стаціонарною компонентою з фінітним спектром.

За теоремою 6.21 з [15] статистика:

$$\hat{D}_{kj}(u) = M_t \left\{ \zeta_k(t+u) \overline{\zeta_j(t)} \right\} = e^{(-ik\Lambda u)M_t} \left\{ e^{(i\Lambda(j-k))} (\Phi_k^\Lambda \xi)(t+u) \overline{\Phi_j^\Lambda \xi(t)} \right\} \quad (3.40)$$

з імовірністю 1 дає незміщену оцінку елементів матриці стаціонарних компонент з фінітними спектрами ПКВП, а статистика:

$$\hat{r}(t,s) = \sum_{k \in Z} \hat{D}_{kj}(u) e^{i\Lambda(kt - js)} \quad (3.41)$$

таку ж оцінку його коваріації [15]. Для математичного сподівання аналогічною є оцінка:

$$\hat{m}(t) = \sum_{k \in Z} \hat{m}_k e^{i\Lambda(kt - js)}, \quad (3.42)$$

де оцінка математичних сподівань цих компонент:

$$\hat{m}_k = M_t \left\{ (\Phi_k^\Lambda \xi)(t) e^{-ik\Lambda t} \right\}, \quad k \in Z. \quad (3.43)$$

Оцінка параметричної коваріації запишеться так:

$$\begin{aligned} \hat{k}(t, u) &= \hat{r}(t + u, t) = \sum_{k, j \in Z} e^{i\Lambda(k-j)t} e^{i\Lambda ku} \hat{D}_{kj}(u) = \\ &= \sum_{k, j \in Z} e^{i\Lambda(k-j)t} M_t \left\{ e^{i\Lambda(k-j)} (\Phi_k^\Lambda \xi)(t+u) \overline{(\Phi_k^\Lambda \xi)(t)} \right\} \end{aligned} \quad (3.44)$$

і поклавши  $p = k - j$ , отримано [15]:

$$K_p^*(u) = M_t \left\{ e^{ip\Lambda t} \sum_{j \in Z} (\Phi_{j+p}^\Lambda \xi)(t+u) \overline{(\Phi_j^\Lambda \xi)(t)} \right\}. \quad (3.45)$$

### 3.4. Висновки до розділу 3

Синфазний та компонентний аналізу періодично корельовних ВП розглянуто розглядати як частинні випадки більш загального методу — фільтрового, який полягає у множенні реалізації нестационарного випадкового процесу на періодичну функцію з періодом, рівним періоду корельованості періодично корельовних ВП, з подальшим усередненням.

Власне вигляд імпульсно-вагової функції  $h(u)$  визначає метод знаходження імовірнісних характеристик періодично корельовних ВП.

В [15] доведено, що набір ідеальних смугових фільтрів зі смугами пропускання розділяє періодично корельовних ВП на смуговий стаціонарний та стаціонарний випадковий процеси модульовані частотою  $k\Lambda$ . Практичній реалізації таких фільтрів і присвячений наступний розділ.

## РОЗДІЛ 4

ПРОГРАМНА РЕАЛІЗАЦІЯ ЦИФРОВОГО ФІЛЬТРА ДЛЯ АНАЛІЗУ  
НЕСТАЦІОНАРНОГО СЕРЦЕВОГО РИТМУ

## 4.1. Вибір типу фільтра, визначення вхідних параметрів для розрахунку

При реалізації фільтрового методу використовуємо програмні засоби. Для цього використано перехід від інтегралу згортки до згорткової суми:

$$\hat{m}(nT_d) = \sum \hat{\xi}(mT_d) \hat{h}(nT_d - mT_d), \quad (4.1)$$

де  $T_d$  — період дискретизації, значок  $\hat{\phantom{x}}$  позначає квантування значень.

Застосувавши  $Z$ -перетворення до (4.1) отримуємо:

$$\hat{M}(Z^{-1}) = \hat{H}(Z^{-1}) \hat{\Xi}(Z^{-1}), \quad (4.2)$$

де  $Z^{-1} = e^{-i2\pi f T_d}$

Власне фільтровий метод визначення імовірнісних характеристик періодично корельованих ВП передбачає використання набору цифрових фільтрів, проте оскільки їх структура є однаковою для всіх фільтрів, то всі викладки проводимо на прикладі одного цифрового фільтра (ЦФ). Необхідно визначити характерні частоти проєктованого ЦФ, які є основними вхідними даними для його розрахунку. Всі інші дані для структурного синтезу ЦФ визначаються вибраним типом фільтра та враховуються конкретною методикою його розрахунку.

4.1.1. Обґрунтування вибору типу фільтра. Для практичного отримання фільтра необхідно задану ідеальну амплітудно-частотну характеристику (АЧХ) апроксимувати з допомогою відомих АЧХ, таких як АЧХ фільтрів Баттерворта, Чебишева чи еліптичного фільтра [19].

4.1.1.1. Апроксимація заданої АЧХ поліномами Баттерворта (див. рис. 4.1) найчастіше використовується тоді, коли потрібно спроектувати фільтр з

максимально плоскою характеристикою в смузі пропускання і до крутизни АЧХ не висувається жорстких вимог [19].

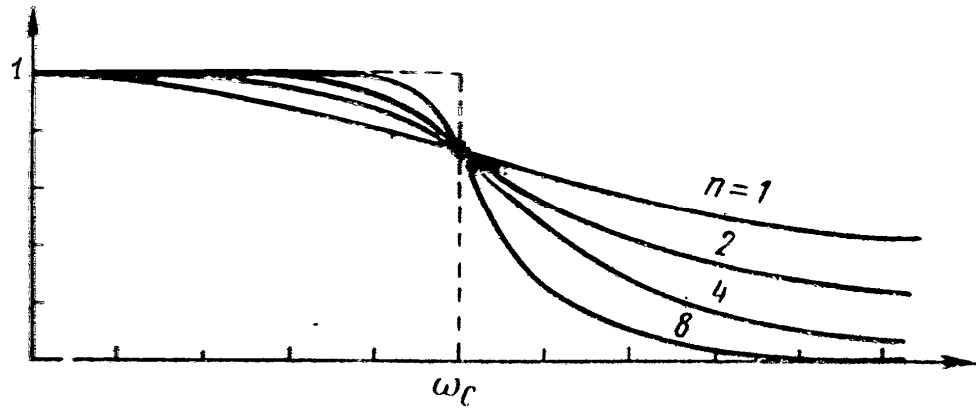


Рис. 4.1. АЧХ фільтра Баттерворта ( $n$  — порядок фільтра).

Фільтр Баттерворта визначається співвідношенням:

$$|H(j\omega)|^2 = \frac{1}{1 + (\omega/\omega_c)^{2n}}, \quad (4.1)$$

де  $\omega_c$  — гранична частота,

$|H(j\omega)|^2$  — квадрат модуля функції передачі фільтра.

Полюси виразу (4.1) розміщені на площині  $s$  вздовж окружності радіуса  $\omega_c$  на рівних відстанях один від одного. Як показано на рис. 4.2.

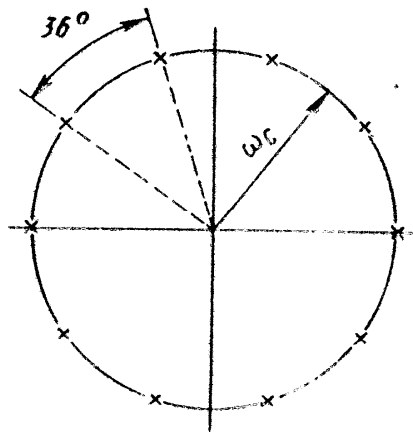


Рис. 4.2. Полюси фільтра Баттерворта на  $s$  площині.

4.1.1.2. Фільтр Чебишева визначається співвідношенням [19]:

$$|H(j\omega)|^2 = \frac{1}{1 + \varepsilon^2 V_n^2(\omega/\omega_c)}, \quad (4.2)$$

де  $V_n$  — поліном Чебишева порядку  $n$ , який може бути отриманий з допомогою рекурентної формули:

$$V_{n+1}(x) - 2xV_n(x) + V_{n-1}(x) = 0, \quad (4.3)$$

де  $V_1(x) = x$  та  $V_2(x) = 2x^2 - 1$ .

Поліном Чебишева характеризується коливаннями однакової амплітуди в заданому діапазоні  $x$ , що при заданому значенні  $\varepsilon$  дає вигляд модуля функції передачі, що показаний на рис. 4.3.

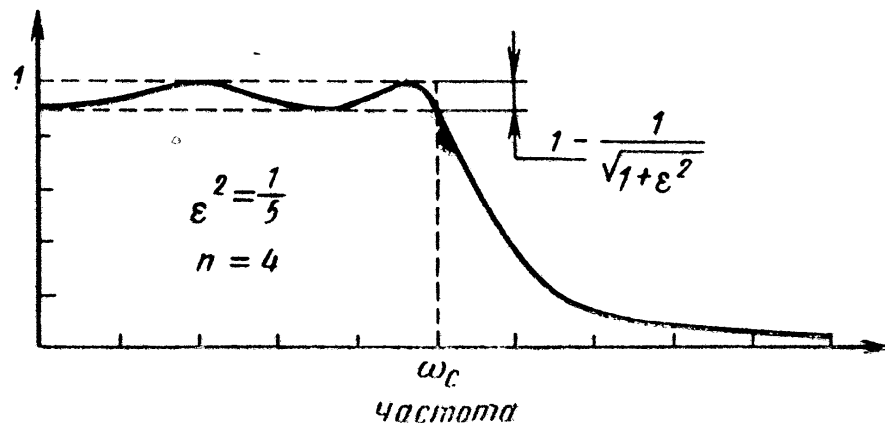


Рис. 4.3. АЧХ фільтра Чебишева ( $n$  — порядок фільтра).

АЧХ фільтра Чебишева має рівновеликі пульсації у смузі пропускання, проте має дуже високу крутизну згасання. Розмах пульсацій визначається за формулою [19]:

$$\delta = 1 - \frac{1}{\sqrt{1 + \varepsilon^2}}. \quad (4.4)$$



Полюси виразу (4.2) розміщуються на еліпсі, який повністю визначається заданими значеннями  $\varepsilon$ ,  $n$  та  $\omega_c$ . Даний еліпс зображено на рис. 4.4.

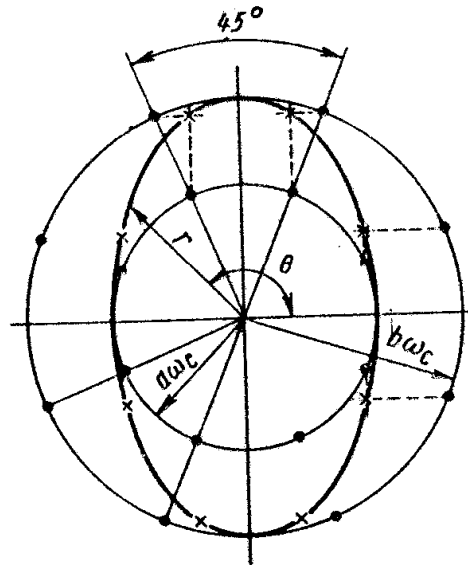


Рис. 4.4. Полюси фільтра Чебишева на  $s$  площині.

Положення крайніх точок еліпса, зображеного на рис. 4.4. у вертикальному та горизонтальному напрямі визначається величинами  $b\omega_c$  та  $a\omega_c$ , де

$$b, a = \frac{1}{2} \left[ \left( \sqrt{\varepsilon^{-2} + 1} + \varepsilon^{-1} \right)^{1/n} \pm \left( \sqrt{\varepsilon^{-2} + 1} + \varepsilon^{-1} \right)^{-1/n} \right]. \quad (4.5)$$

Тут величині  $b$  відповідає знак плюс, а величині  $a$  — мінус. Полюси на еліпсі можуть бути геометрично зв'язані з полюсами двох окружностей Баттерворта з радіусами  $b\omega_c$  та  $a\omega_c$ .

4.1.1.3. Еліптичний фільтр базується на властивостях еліптичної функції Якобі [19]. Еліптична функція Якобі  $\text{sn}(u)$  є двічі періодичною функцією комплексної змінної  $u$  і є аналітичною у всіх точках площини  $u$  за винятком простих полюсів функції (рис. 4.5).

$$u = \int_0^y \frac{dt}{(1-t^2)^{1/2} (1-k^2 t^2)^{1/2}} = \operatorname{sn}^{-1} y \quad (4.6)$$

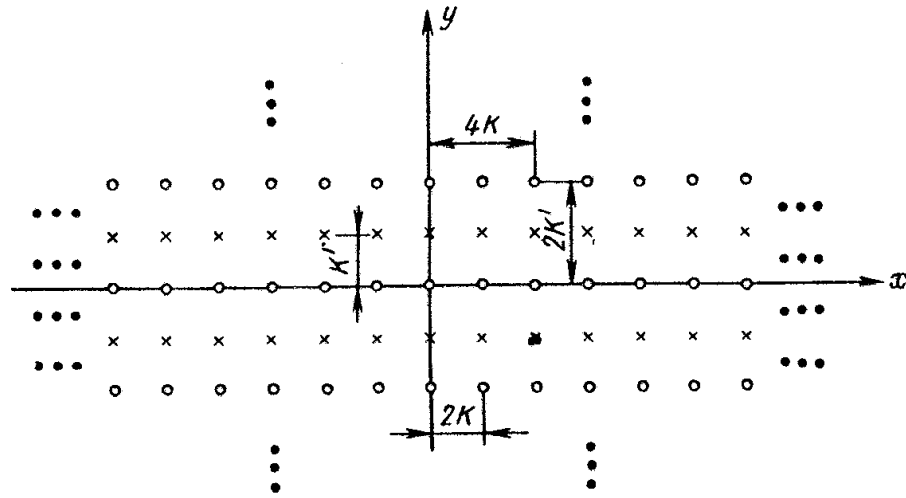


Рис. 4.5. Полюси та нулі еліптичної функції Якобі.

Параметри  $K(k)$  та  $K'(k)$  показані на рис. 4.5 визначається наступним чином:

$$K(k) = \operatorname{sn}^{-1} 1; K'(k) = K(k'), \text{ де } k' = (1 - k^2)^{1/2}. \quad (4.7)$$

Амплітудо-частотна характеристика еліптичного фільтра зображена на рис 4.6.

Подвійна періодичність еліптичної функції Якобі  $\operatorname{sn}(u)$  дає можливість знайти квадрат модуля функції передачі, що має необхідні властивості — постійну амплітуду коливань в смузі пропускання і в смузі не пропускання.

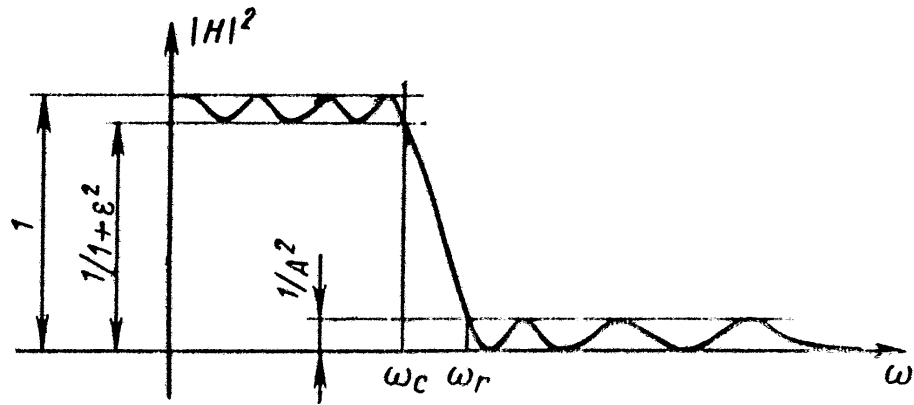


Рис. 4.6. АЧХ еліптичного фільтра.

4.1.1.4. Всі розглянуті фільтри є апроксимаціями заданого фільтра з прямокутною смугою пропускання. У фільтрі Баттерворта апроксимація проводиться з допомогою монотонної амплітудо-частотної характеристики. Якщо допускаються пульсації АЧХ в смузі пропускання, то можна з допомогою фільтра Чебишева, який має таку саму кількість полюсів та нулів, забезпечити значно більшу крутизну характеристики при переході зі смуги пропускання в смугу не пропускання. Еліптичні фільтри забезпечують ще більш крутий скат, ніж фільтри Чебишева при аналогічній складності схеми [19], але вони при цьому мають пульсації не лише в смузі пропускання, але і в смузі непропускання.

Оскільки при апроксимації частотної характеристики (3.39) важливим фактором є відсутність пульсацій в смузі непропускання, то еліптичний фільтр Якобі використовувати недоцільно. Обчислена за (3.39) характеристика має прямокутний вигляд, а оскільки АЧХ фільтра Баттерворта досягає достатньої для апроксимації заданої АЧХ крутизни лише при дуже високих порядках фільтра ( $n > 8$ , див. рис. 4.1), то використання такого типу фільтра також є недоцільним. Фільтр Чебишева забезпечує достатню крутизну перехідної області АЧХ, не має пульсацій в смузі непропускання і тому для апроксимації, необхідної для фільтрового методу, АЧХ використовуємо саме даний тип фільтра.

4.1.2. Визначення характерних частот, затухання в перехідній області АЧХ, пульсацій в смузі

пропускання. Характерні частоти визначаються, як було сказано вище, за формулою (3.39). Власне для розрахунку фільтра необхідно мати чотири характерні частоти  $[f_1, f_2, f_3, f_4]$ , як показано на рис. 4.7. (частоти  $f_2$  та  $f_3$  визначають смугу пропускання, а частоти  $f_1$  та  $f_4$  визначають ширину перехідних смуг АЧХ.)

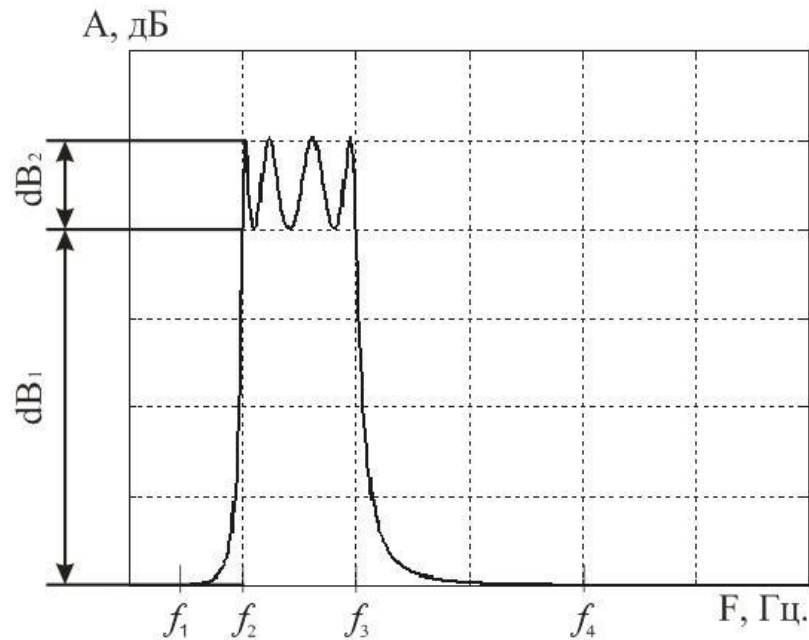


Рис. 4.7. Загальний вигляд АЧХ проектуваного смугового ЦФ:  $dB_1$  та  $dB_2$  — згасання в перехідній смузі АЧХ та величина пульсацій в смузі пропускання відповідно. Ці параметри впливають на величину порядку фільтра, чим більшим є  $dB_1$  та меншим  $dB_2$ , тим вищим є порядок проектуваного фільтра. Тому ці параметри необхідно визначати експериментальним шляхом чи з допомогою адаптивних методів.

Для подальшого розрахунку фільтра приймаємо:

$$dB_1=60 \text{ дБ};$$

$$dB_2=2 \text{ дБ};$$

#### 4.2. Розрахунок порядку та коефіцієнтів цифрового фільтра

Методики розрахунку коефіцієнтів функції передачі фільтра наводяться в багатьох роботах [20]. Реалізацію фільтра здійснюємо з допомогою однотипних ланок другого порядку, за рекомендаціями [20]. Однотипність ланок визначається симетрією характеристик їх структури відносно факторів, що

визначають умови їх функціонування. З цієї точки зору в [20] рекомендована до застосування ланка, функція передачі якої має два нулі з координатами  $z_0 = \pm 1$  та два комплексно-спряжених полюси (Див. рис. 4.8).

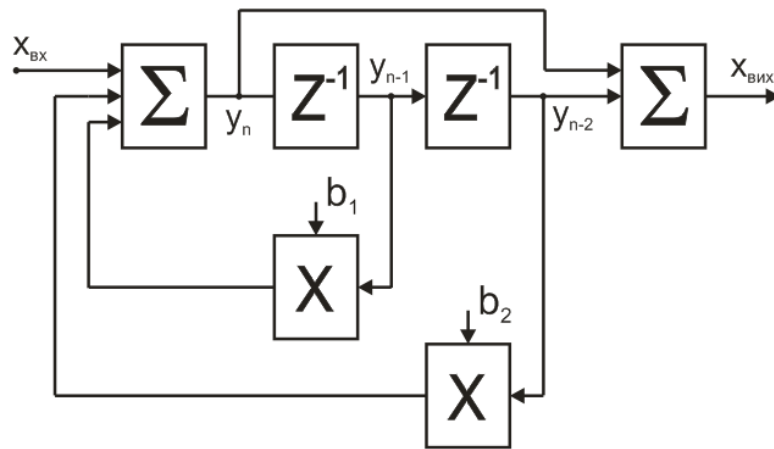


Рис. 4.8. Каскад ЦФ.

Для розрахунку цифрового смугового фільтра типу Чебишева вихідними даними є: характерні частоти  $\omega_{c1}$  та  $\omega_{c2}$ ,  $b$  — затухання на частотах  $\omega_{c1}$  та  $\omega_{c2}$ ,  $r$  — нерівномірність в смузі пропускання.

Функція передачі смугового цифрового фільтра Чебишева [20]:

$$H(z) = b_0 \Omega_c^n \frac{1}{Q_1(z)Q_2(z)\dots Q_n(z)}, \quad (4.3)$$

де  $Q_n(z) = (1 - \Omega_c p_n)z^2 - 2\alpha z + 1 + \Omega_c p_n$  — поліном другого порядку з комплексними коефіцієнтами,  $\alpha = \cos \varphi_0 T$ .

Серед коренів кожної пари поліномів  $Q_1(z)$  є дві пари комплексно спряжених коренів [20]. Якщо  $z_{1,2}$  — корені  $Q_1(z)$ , а  $z_{3,4}$  — корені  $Q_2(z)$ , то  $z_1 \neq z_2^*$ ,  $z_3 \neq z_4^*$ , але, наприклад  $z_1 \neq z_3^*$ ,  $z_2 \neq z_4^*$  (де  $z^*$  позначені корені, спряжені до коренів  $z$ ). Нехай  $z_{1,3} = \gamma \pm i\delta$ ;  $z_{2,4} = \beta \pm i\sigma$ . Тоді отримаємо:

$$k_1 = (1 - a_1')^2 + (b_1')^2; \quad k_2 = \sqrt[4]{\alpha^2 - 1 + (a_1')^2 - (b_1')^2 + (2a_1'b_1')^2};$$

$$S = \sqrt{0,5 - [\alpha^2 - 1 + (a'_1)^2 - (b'_1)^2] / 2k_2^2}; \quad C = \pm \sqrt{1 - S^2};$$

$$a'_1 = \Omega_c a_1; \quad b'_1 = \Omega_c b_1; \quad C < 0, \text{ якщо } a'_1 b'_1 < 0.$$

$$(a'_1, b'_1 \text{ та } \Omega_c \text{ див. [20, (1)]}).$$

$$\gamma = [(1 - a'_1)(\alpha + k_2 C) - k_2 b'_1 S] / k_1; \quad (4.4)$$

$$\delta = [(1 - a'_1)k_2 S + b'_1(\alpha + k_2 C)] / k_1; \quad (4.5)$$

$$\beta = [(1 - a'_1)(\alpha + k_2 C) - k_2 b'_1 S] / k_1; \quad (4.6)$$

$$\sigma = [(1 - a'_1)k_2 S - b'_1(\alpha - k_2 C)] / k_1. \quad (4.7)$$

Каскад ЦФ (Рис. 4.8) має функцію передачі [20]:

$$H_i(z^{-1}) = \frac{(1 - z^{-2})}{b_{1i} z^{-2} - b_{2i} z^{-1} + 1}. \quad (4.8)$$

Виходячи з формул (2) та (3) [20] отримуємо значення коефіцієнтів:

$$b_{1,i}^{1,2} = [\alpha^2 \pm 2\alpha k_2 C + k_2^2] / k_1 \quad (4.9)$$

$$b_{2,i}^{1,2} = 2[(1 - a'_1)(\alpha \pm k_2 C) - k_2 b'_1 S] / k_1 \quad (4.10)$$

#### 4.3. Реалізація цифрового фільтра програмними засобами

Для реалізації ЦФ використовуємо пакет прикладних програм MATLAB. Створений скрипт (повний код скрипта приведений в додатку А) складається з таких основних частин:

- Блок вводу даних (характерні частоти, частота дискретизації, величини затухання та пульсацій).
- Блок структурного синтезу фільтра (розрахунок порядку фільтра та коефіцієнтів кожного з каскадів фільтра за формулами (4.4) — (4.10)).
- Блок побудови АЧХ розрахованого фільтра.
- Блок побудови імпульсно-вагової функції фільтра.
- Блок емуляції роботи фільтра.

На рис. А.1 приведено АЧХ, розрахованого з допомогою описаного вище скрипта, ЦФ з наступними параметрами:

- $dB_1=60$  дБ;
- $dB_2=2$  дБ;
- характерні частоти: 0,125; 0,25; 0,5; 1 Гц.
- частота дискретизації 3000 Гц.

#### 4.4. Висновки до розділу 4.

Для обґрунтування вибору типу проектованого ЦФ, в розділі проведено порівняльний аналітичний огляд відомих типів фільтрів, подано їхні частотні характеристики. На основі проведеного огляду вибрано для практичної реалізації ЦФ типу Чебишева. Для вибраного фільтра приведено методику його розрахунку (структурного синтезу). На основі наведеної методики побудовано алгоритм роботи скрипта (програми) та власне розроблено скрипт для структурного синтезу ЦФ, побудови його характеристик та емуляції роботи.

## РОЗДІЛ 5

### СПЕЦІАЛЬНА ЧАСТИНА

#### 5.1 Методика медико-біологічних досліджень сигналу

Важливою характеристикою давачів біосигналу, що характеризує точність виміру, є оцінка значень основних і додаткових похибок.

Для представлення похибки виміру давачів при дослідженні використані форми абсолютної і відносної похибки.

Розумітимемо під абсолютною похибкою виміру часових затримок давачами біосигналу величину  $\Delta X_i = |X_m - X_i|$ , де  $X_m$  – середнє арифметичне значення  $n$  вимірів найбільш близьке до істинного значення ДП:

$$X_m = \frac{1}{n} \sum_{u=1}^n X_u, \quad (5.1)$$

де  $X_i$  – виміряне і розраховане значення.

Допустимо, що випадкова величина  $X_i$  розподілена за нормальним законом, тоді з урахуванням специфіки вимірюваних величин визначимо статистичні характеристики похибки давачів згідно ГОСТ 8.009-84 "Нормовані метрологічні характеристики засобів вимірювань". Для визначення статистичних характеристик похибки виміру часової затримки між коливаннями в різних точках оцінимо:

1. Систематичну складову похибки :

$$\Delta X_n = \frac{\overline{\Delta'} + \overline{\Delta''}}{2}, \quad (5.2),$$



де  $\overline{\Delta}'$  и  $\overline{\Delta}''$  - середні значення похибки в точці  $X_i$  діапазону вимірів, отримані експериментально з боку менших (для  $\overline{\Delta}'$ ) і великих (для  $\overline{\Delta}''$ ) значень до значення  $X_m$ :

$$\overline{\Delta}' = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Delta' X_i, \quad \overline{\Delta}'' = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Delta'' X_i$$

де  $n$  - число реалізацій похибки при визначенні  $\overline{\Delta}'$  и  $\overline{\Delta}''$ ;

2. Середню квадратичну похибку:

$$\sigma[\Delta] = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\Delta X_i)^2}{n-1}}, \quad (5.3)$$

де  $n$  - число вимірів;

3. Середню квадратичну похибку середнього арифметичного:

$$\sigma[\Delta_x] = \frac{\sigma[\Delta]}{\sqrt{n}}, \quad (5.4)$$

що характеризує відхилення середнього арифметичного  $X_m$  від істинного значення часової затримки;

4. Випадкову похибку:

$$\sigma[\overline{\Delta}_x] = \alpha_{n,p} \sigma[\Delta_x], \quad (5.5)$$

де  $\alpha_{n,p}$  - коефіцієнт Стюдента, який залежить від числа вимірів  $n$  і довірчої вірогідності  $p$ ;

5. Відносну похибку у відсотках:

$$E = \frac{\sigma[\overline{\Delta}_x]}{X_m} \cdot 100\%, \quad (5.6)$$

Похибка вимірів часової затримки поширення біосигналу давачами досліджена на фоні заданого ідеалізованого сигналу, який генерується зовнішнім пристроєм. Методика дослідження похибки вимірів за допомогою комп'ютерної медичної системи полягає у виконанні наступних кроків :

1. Формування ідеалізованого біосигналу, імітуючого коливання стінок біооб'єкту, за якою можливо розрахувати контрольні точки: максимуми і мінімуми амплітуди. Тривалість періоду коливань  $L0$  знаходиться в діапазоні значень 0,4-2 секунди, що складає приблизний діапазон можливих періодів серцебиття.

2. Моніторинг за допомогою давачів двох ідеалізованих біосигналів з різною часовою затримкою  $\Delta T_0$  один відносно одного. Величина  $\Delta T_0$  знаходиться в діапазоні значень 1 ... 100 мілісекунди.

3. Реєстрація сформованих сигналів із заданими характеристиками протягом заданого часу, який містить  $n$  повних періодів.

4. Обробка на ПК знятих сигналів за допомогою програмного забезпечення системи оцінки стану біооб'єкту, установка контрольних точок, розрахунок часової затримки між коливаннями за кожен період  $X_i = \Delta t_i$ , де  $i=1..n$ .

5. Розрахунок середнього значення часового інтервалу затримки  $X_m = \Delta T_0$  згідно (5.1).

6. Звіряння  $X_m$  з отриманим  $\Delta t_i$ . Розрахунок абсолютної похибки кожного виміру

$$\Delta X_i = |X_m - X_i| \text{ і абсолютній похибки групи вимірів } \Delta X = |X - X_m|.$$

7. Розрахунок статистичних характеристик похибки виміру часової затримки згідно з формулами (5.2) - (5.4).

8. Визначення випадкової похибки, використовуючи формулу (5.5) і коефіцієнт Стюдента, прийнятий 2,0003 з таблиці для довірчої вірогідності 0,95 і 60 вимірів.

9. Зміна характеристик сигналів, їх повторна реєстрація за допомогою давачів біосигналу і оцінка похибок і їх статистичних характеристик для змінених часових затримок.

Форма сигналу, що подається на давачі біосигналу, має бути простою і забезпечуючою однозначну установку контрольних точок. Для ілюстрації процесу оцінки похибки виміру розроблена часова діаграма, яка зображена на рисунку 5.1.

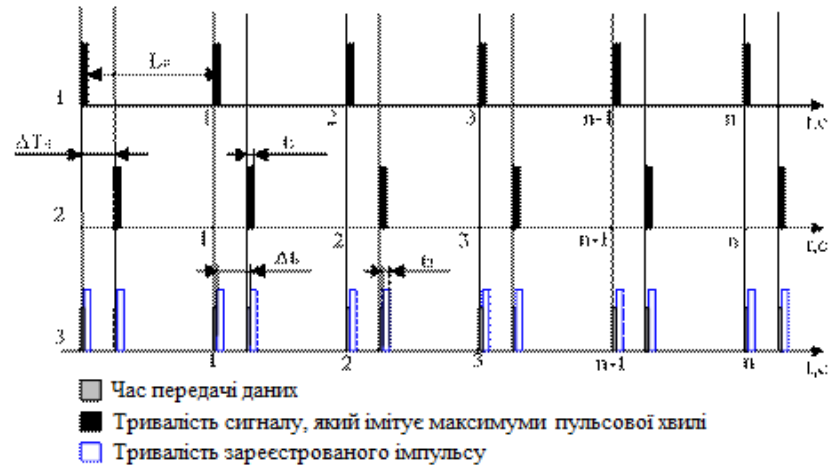


Рис. 5.1. Часова діаграма оцінки похибки виміру давачів біосигналу

5.2 Обґрунтування вибору прикладного забезпечення для розв'язування наукової задачі

5.2.1. Призначення системи комп'ютерної математики MATLAB. Комп'ютерна математична система MATLAB (Matrix Laboratory) є універсальним програмним середовищем для виконання науково-дослідницьких та технічних розрахунків практично необмеженої складності. Спочатку система MATLAB широко використовувалася для викладання лінійної алгебри та чисельних методів, а також для проектування систем управління, але швидко завоювала популярність в багатьох інших наукових та інженерних галузях.

Нині система може використовуватися для розрахунків у багатьох галузях науки і техніки, таких як електро- і радіотехніка, динаміка, акустика, енергетика, економіка та ін. MATLAB є незамінним помічником у виконанні

матричного аналізу, під час розв'язування завдань математичної фізики, статистичних, оптимізаційних і фінансово-економічних завдань, у дослідженні й обробці сигналів і зображень, візуалізації даних, наукової і технічної графіки.

Проте найбільшою мірою система орієнтована на виконання інженерних розрахунків, оскільки її математичний апарат спирається на обчислення з матрицями і комплексними числами. MATLAB містить багато процедур і функцій, необхідних під час виконання складних числових розрахунків і моделювання технічних і фізичних систем.

Основною перевагою системи MATLAB є її відкритість. Іншими словами, процедури і функції MATLAB можна не тільки використовувати, але і модифікувати. Користувач має можливість вводити в систему нові команди або функції, створювати власні програми і процедури або адаптувати існуючі процедури відповідно до своїх потреб. Цьому сприяє проста вбудована мова програмування системи MATLAB. Проте набір вбудованих функцій MATLAB настільки обширний, що для розв'язання більшості завдань важко не знайти відповідну функцію.

Більшість команд і функцій системи зберігаються у вигляді текстових файлів із розширенням `.m` (так званих `m`-файлів). Зустрічаються також файли на мові C. Усі ці файли, як уже наголошувалося, доступні для редагування. Користувач може створювати як окремі файли, так і цілі бібліотеки файлів, що робить число команд і функцій практично необмеженим, так що MATLAB можна розглядати як майже відкритий програмний продукт. Згадані `m`-файли можна створювати як за допомогою редактора `m`-файлів системи MATLAB, так і будь-якого іншого текстового редактора, наприклад в Microsoft Word. Створені користувачем `m`-файли використовуються так само, як і вбудовані в MATLAB процедури і функції.

Крім роботи з програмами, обчислення за допомогою середовища MATLAB можна виконувати «в режимі калькулятора», тобто отримувати результат відразу ж після введення потрібного оператора або команди.

Графічна галерея системи пропонує величезний набір різних дво- і тривимірних графіків, достатній для візуалізації найрізноманітніших даних. З її

допомогою можна малювати лінії, поверхні, стовпчикові, кругові та інші діаграми. Водночас допускається вибір кольору, заливки, способу відображення ліній, поверхонь, масштабу, системи координат і безліч інших параметрів, необхідних для тонкого настроювання графіків. Зображення можна додатково забезпечувати поясненнями, графічними елементами і навіть складними математичними формулами, а після зберігати їх у внутрішньому форматі (з розширенням .fig) або в популярних графічних форматах.

Система MATLAB містить розроблені пакети розширень з додатковими функціями для їх використання під час розв'язування спеціалізованих завдань. Такі пакети називаються Toolboxes. Після встановлення системи MATLAB користувач може вибірково завантажити потрібні йому пакети.

5.2.2. Розрахунок рекурсивних цифрових фільтрів у середовищі MATLAB. Вибрати мінімально необхідний порядок фільтра дозволяють такі однотипні функції:

$[n, Wn] = \text{buttord}(Wp, Ws, Rp, Rs)$  – для фільтра Баттерворта,

$[n, Wn] = \text{cheb1ord}(Wp, Ws, Rp, Rs)$  – для фільтра Чебишева 1-го роду,

$[n, Wn] = \text{cheb2ord}(Wp, Ws, Rp, Rs)$  – для фільтра Чебишева 2-го роду,

$[n, Wn] = \text{ellipord}(Wp, Ws, Rp, Rs)$  – для еліптичного фільтра,

де  $Rp$  – допустимий рівень пульсацій в смузі пропускання (в дБ);

$Rs$  - мінімально необхідне загасання в смузі затримки (в дБ);

параметри  $Wp$  і  $Ws$  задають границі смуг пропускання і затримки, нормовані до частоти Найквіста (половина частоти дискретизації). У випадку розрахунку СФ і РФ  $Wp$  і  $Ws$  повинні бути двоелементними векторами.

Вихідними параметрами є мінімально необхідний для виконання заданих вимог порядок фільтра  $n$  і частота зрізу  $Wn$ .

Коефіцієнти знаменника  $a$  і чисельника  $b$  РЦФ розраховуються такими функціями:

$[b, a] = \text{butter}(n, Wn, \text{type})$  – розрахунок фільтрів Баттерворта.

$[b, a] = \text{cheby1}(n, Rp, Wn, \text{type})$  – розрахунок фільтрів Чебишева 1-го роду.

$[b, a] = \text{cheby2}(n, Rs, Wn, \text{type})$  – розрахунок фільтрів Чебишева 2-го роду.

$[b, a] = \text{ellip}(n, Rp, Rs, Wn, \text{type})$  – розрахунок еліптичних фільтрів.

Параметр  $\text{type}$  присутній лише при розрахунку ФВЧ і РФ і повинен бути рівним відповідно  $\text{type} = \text{'high'}$  та  $\text{type} = \text{'stop'}$ .

Для знаходження АЧХ можна скористатися функцією  $\text{freqz}$ :

$H = \text{freqz}(b, a, f, Fs)$  – обчислює значення комплексної передатної функції ЦФ з коефіцієнтами чисельника  $b$  і знаменника  $a$  для вектора частот заданого в  $f$  і частоти дискретизації  $Fs$ .

Ефекти квантування в ЦФ. При практичній реалізації цифрових фільтрів неминує виникає необхідність заокруглення їх вагових коефіцієнтів і вибірок вхідного сигналу. При використанні цифрових сигнальних процесорів це пов'язано з підтримуваними форматами представлення чисел, при створенні програм обробки сигналів для ПК – з прагненням підвищити швидкодію.

Із-за округлення характеристики фільтрів зазнають спотворень, значення яких залежить не тільки від похибки представлення, але і від параметрів фільтра і способу його реалізації.

Вплив ефектів округлення значень коефіцієнтів особливо проявляється в рекурсивних фільтрах, оскільки коефіцієнти знаменника функції передачі пов'язані з імпульсною характеристикою нелінійно (рис. 5.1).

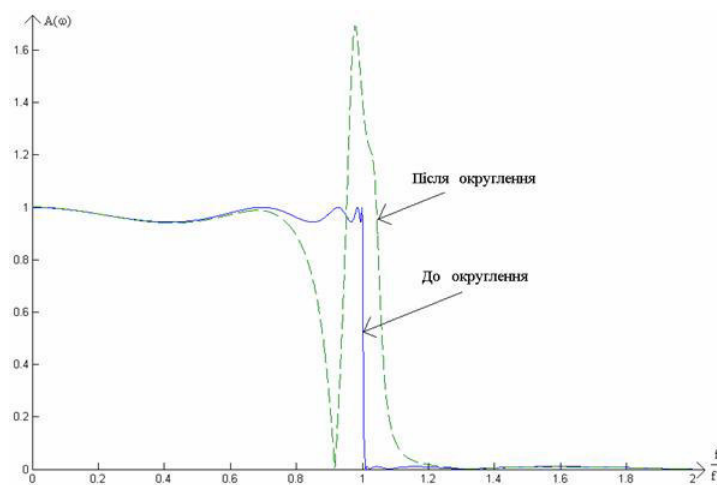


Рис. 5.1. АЧХ еліптичного ФНЧ 9-го порядку до і після квантування

Тому реалізація рекурсивних фільтрів високого порядку у прямій формі недоцільна. В цьому випадку найкраще представляти фільтри у вигляді послідовного сполучення простих ланок другого порядку (такі ланки називають біквдратними):

$$H(z) = \frac{b_0 + b_1 z^{-1} + b_2 z^{-2}}{1 + a_1 z^{-1} + a_2 z^{-2}}$$

Тоді функцію передачі можна представити як каскадне сполучення біквдратних ланок:

$$H(z) = \prod_{n=1}^L H_n(z) = \prod_{n=1}^L \frac{b_{0n} + b_{1n} z^{-1} + b_{2n} z^{-2}}{1 + a_{1n} z^{-1} + a_{2n} z^{-2}}$$

Здійснити перехід від прямої до каскадної форми дозволяє функція **tf2sos**:

$$[\text{sos}] = \text{tf2sos}(b, a)$$

Матриця **sos** має таку структуру:

$$\text{sos} = \begin{bmatrix} b_{01} & b_{11} & b_{21} & 1 & a_{11} & a_{21} \\ b_{02} & b_{12} & b_{22} & 1 & a_{12} & a_{22} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ b_{0L} & b_{1L} & b_{2L} & 1 & a_{1L} & a_{2L} \end{bmatrix}$$

Функція, яка реалізує цифрову фільтрацію у **MatLab**, має назву **filter**. В найпростішому випадку її синтаксис:

$$y = \text{filter}(b, a, x),$$

тут  $b$  – вектор коефіцієнтів чисельника функції передачі (нерекурсивної частини),  $a$  – вектор коефіцієнтів знаменника функції передачі (рекурсивна частина),  $x$  – вхідний сигнал;  $y$  – вихідний сигнал фільтра.

### 5.3 Висновки до розділу 5

У розділі описано методику медико-біологічних досліджень біосигналу та проведено обґрунтування вибору Matlab як програмного забезпечення для розв'язання наукової задачі, а саме є фільтрового опрацювання біосигналу.



## РОЗДІЛ 6

### ОБГРУНТУВАННЯ ЕКОНОМІЧНОЇ ЕФЕКТИВНОСТІ

#### 6.1 Науково-технічна актуальність науково-дослідної роботи

В системі чинників економічного і соціального розвитку інноваційні процеси займають одне з перших місць. В дослідженнях структури інноваційних процесів, як правило, дотримуються схеми: «наукові дослідження-розробки-виробництво-маркетинг-продаж». Фахівці США поглиблюють наведену схему: «фундаментальні дослідження – прикладні дослідження – розробки – дослідження ринку – конструювання – дослідне виробництво – ринкове випробування – комерційне виробництво».

Наукові дослідження, які є основою наступних стадій інноваційних процесів, класифікують по трьом видам: фундаментальні, пошукові та прикладні.

Фундаментальні дослідження проводять з метою отримання систематизованих даних щодо певної науково-технічної проблеми, виявлення нових закономірностей і принципів розвитку світу, обґрунтування нових понять, створення нових теорій.

Пошукові дослідження розвивають фундаментальні розробки з метою їх практичної використання, тобто вони спрямовані на конкретний науково-технічний результат.

Прикладні наукові дослідження, в свою чергу, базуються на пошукових і проводяться для розробки нових чи удосконалення існуючих технологічних процесів; створення матеріалів з особливими властивостями; принципово нових зразків машин, обладнання, приладів, оснащення, високотехнологічних наукомістких виробництв.

І, нарешті, розробки – технологічні, дослідно-конструкторські, проектні, організаційні роботи, які включають створення техніко-економічної документації для освоєння нововведень (нових технологій, нової продукції та

виробництв, споруд, прогресивних методів організації та управління виробництвом) та їх дослідно-експериментального випробування.

Основне завдання обґрунтування економічної ефективності – довести, що тема досліджень, яку опрацьовує магістрант, має, перш за все, наукову, технічну, а також економічну, соціальну або екологічну значущість і сприяє тим самим зростанню темпів науково-технічного прогресу в цілому. З цією метою акцентується увага на масштабах виробництва і використання продукції, на підвищення якості або удосконалення виробництва якої направлена тема магістерської роботи.

У разі, коли дослідження має фундаментальний або фундаментально-пошуковий характер необхідно висвітлити науково-технічне значення даної сфери знань та перспективи, які розкривають дослідження по темі магістерської роботи.

Ця частина економічного розділу повністю формується на основі критичного опрацювання фахових публікацій останніх років, які присвячені питанням, що стосуються теми дослідження. Всі викладки цієї частини повинні спиратись на конкретні кількісні оцінки експлуатаційних та технологічних властивостей матеріалів та виробів, обсягів їх виробництва та використання, режимів технологічних процесів, ринкової вартості виробів та технологічних матеріалів, сировини, енергоресурсів тощо з відповідним посилками в тексті на першоджерела.

Результатом цього розділу має стати чітко сформульована науково-технічна проблема, на вирішення якої повинна бути направлена дана дослідницька робота. Таким чином, сформульована проблема і тема науково-дослідної роботи (НДР) повинні знаходитись у логічній єдності між собою.

## 6.2 Розрахунок витрат на проведення науково-дослідної роботи

Розрахунок усіх витрат організації-виконавця НДР, пов'язаних з виконанням теми, дає можливість встановити її собівартість або кошторисну вартість. Кошторис розробляє виконавець робіт на основі календарного плану

проведення досліджень і затверджує замовник або орган, що забезпечує фінансування робіт. Як правило, кошторис складається до початку виконання робіт і тому називається плановим.

Встановлення величини витрат на проведення робіт по темі в розрізі типових статей кошторисної вартості (калькуляції собівартості) НДР наводяться нижче.

6.2.1 Витрати на оплату праці. Витрати за цією статтею включають заробітну плату безпосередніх виконавців теми, а заробітна плата адміністративно-управлінського персоналу, працівників дослідних виробництв включаються в кошторисну вартість теми через статтю «Накладні витрати». Крім цього, слід враховувати, що для тем, які фінансуються за рахунок держбюджету прибуток не планується і тому в дану статтю витрат включається тільки основна заробітна плата (без премій та інших виплат, що здійснюються із прибутку). Витрати на оплату праці розраховують на основі даних про трудомісткість окремих робіт по темі (табл. 6.1) та посадових окладів безпосередніх їх виконавців.

Загальна трудомісткість робіт, що виконуються безпосередньо студентом (інженером - дослідником), визначається навчальним планом відповідного напрямку підготовки.

Таблиця 6.1

### Трудомісткість робіт по темі НДР

Найменування робіт по темі дослідження	Трудомісткість за виконавцями, людино-днів					
	Провідний науковий співробітник	Старший науковий співробітник	Молодший науковий співробітник	Інженер	Лаборант	Студент
1	2	3	4	5	7	8
1. Уточнення та конкретизація завдань по темі дослідження	2	2	1	–	–	2
2. Аналіз науково-технічних публікацій з теми	1	2	3	–	–	7
3. Розроблення математичної моделі електрокардіосигналу	3	3	4	–	–	–

1	2	3	4	5	6	7
4. Розроблення методу статистичного опрацювання електрокардіосигналу	2	2	2	2	2	2
5. Експериментальні дослідження електрокардіосигналу	2	2	2	2	2	2
5. Формування звіту по НДР	5	7	7	7	7	7
Разом за виконавцями теми	15	18	19	11	11	20

Подальші розрахунки витрат на оплату праці проводяться за алгоритмом, зрозумілим із табл. 6.2.

Середньоденна заробітна плата за категоріями виконавців розраховується шляхом ділення їх посадового місячного окладу на 21 (де 21 – усереднене число робочих днів за місяць).

Таблиця 6.2

### Розрахунок витрат на оплату праці

Посада виконавців теми	Планова трудомісткість, люд-днів	Заробітна плата, грн		
		Посадовий місячний оклад	Середньоденна зарплата	Усього за виконавцями
1. Провідний науковий співробітник	15	5656	269.33	4039,95
2. Старший науковий співробітник	18	5286	251.86	4533,48
3. Молодший науковий співробітник	19	4000	190.48	3619,12
4. Інженер	11	2890	137,62	1513,82
5. Лаборант	11	2555	121,67	1338,37
6. Студент	20	2238	106.57	2131,4
Разом оплата праці з теми				17176,14

6.2.2 Відрахування на соціальні заходи. Нарахування на заробітну плату складаються з єдиного соціального внеску, який складає 22%, відрахування з заробітної плати складаються із військового збору у розмірі 1,5 % від суми нарахованої заробітної плати та податку на доходи фізичних осіб, який складає 18% від суми нарахованої заробітної плати.

Базою вказаного нарахування слугують загальні витрати на оплату праці по темі (див. табл.6.2).

6.2.3 Обладнання, необхідне для проведення досліджень. В даній статті враховують вартість усіх видів матеріалів, необхідних для проведення НДР, з вирахуванням вартості зворотних відходів.

Тематика дослідницьких робіт, які виконуються на факультеті прикладних інформаційних технологій та електроінженерії, передбачає використання, перш за все, інформаційно-аналітичної системи модульного типу, комп'ютерів для програмної реалізації із веб-інтерфейсом, доступним через мережу інтернет, формування матеріалів звітності, оргтехніки та інші.

Розрахунки зведено за формою у табл. 6.3

Таблиця 6.3

### Розрахунки витрат на обладнання

Найменування обладнання	Одиниця виміру	Кількість	Ринкова ціна за одиницю, грн	Сума,грн.
1. Система холтерівського моніторингу, програмне забезпечення та давачі	шт	1	21000	21000
1. ПК (системний блок, монітор, клавіатура, мишка, кабель живлення)	шт	1	6000	6000
2. Принтер лазерний	шт	1	2515	2515
3. Кабель для підключення електрокардіографа до ПК	шт	1	250	250
Загальні витрати на матеріали				29765

6.2.4 Енергоносії для проведення досліджень. На підприємстві електроенергія використовується для освітлення, живлення медобладнання, комп'ютерної техніки та оргтехніки.

$$Z_{cm} = \sum_{i=1}^n P_i \cdot k_i \cdot t_i \cdot C_i, \quad (6.1)$$

де  $P_i$  – витрата  $i$ -го виду матеріального ресурсу, натуральні одиниці;  
 $C_i$  - ціна за одиницю  $i$ -го виду матеріального ресурсу, грн;  
 $k_i$  – коефіцієнт використання потужності  $i$ -го виду матеріального ресурсу;  
 $t_i$  – час роботи  $i$ -го виду матеріального ресурсу;  
 $i$  - вид матеріального ресурсу;  
 $n$  - кількість видів матеріальних ресурсів.

Згідно постанови Кабінету Міністрів України від 01.06.2011р. № 869, Порядку розрахунку роздрібних тарифів на електричну енергію, тарифів на розподіл електричної енергії (передачу електричної енергії місцевими (локальними) електромережами), тарифів на постачання електричної енергії за регульованим тарифом, затвердженого постановою Національної комісії, що здійснює державне регулювання в сфері енергетики та комунальних послуг (НКРЕКП) від 13.04.2017 р. № 512, постанови НКРЕКП від 24.04.2017р. № 538 "Про ринкове формування роздрібних тарифів на електричну енергію, що відпускається для кожного класу споживачів, крім населення, на території України", тариф на електроенергію становить 188,79 коп./кВт.год.

Якщо для проведення НДР використовується електрообладнання, то необхідно розрахувати витрати на електроенергію за виразом (6.1) (див. табл. 6.4).

Таблиця 6.4

### Витрати на електроенергію

Найменування обладнання	Паспортна потужність, Вт	Коефіцієнт використання потужності	Час роботи обладнання для розробки системи ХМ, год	Ціна електроенергії, Грн/(кВт/год)	Сума, грн.
1	2	3	4	5	6
1. Система холтерівського моніторингу	50	0,35	2	1,8879	66,08
2. ПК (системний блок, монітор, клавіатура, мишка, кабель живлення)	300	0,15	100	1,8879	28,32

1	2	3	4	5	6
3. Принтер лазерний	910	0,25	3	1,8879	47,20
4. Лампи розжарювання (освітлення)	100	0,85	10	1,8879	160,47
РАЗОМ витрати на електроенергію					302,07

6.2.5 Витрати на службові відрядження. Дані витрати складаються із фактичних витрат на службові відрядження штатних працівників, зайнятих виконанням НДР: витрат на проїзд до місця відрядження і назад; витрат на проживання у готелі; добових витрат, які розраховуються на кожний день перебування у відрядженні, враховуючи час перебування в дорозі, та деякі інші.

Під час виконання НДР здійснюються ряд відряджень, які пов'язані із доповідями на конференціях, які наведено у таблиці 6.5.

Таблиця 6.5

#### Приблизні витрати на службові відрядження

Тип відрядження	Кількість	Приблизна вартість відрядження, грн.
Конференція	5	2000*5=10000
Здача звітів НДР	1	2000
Впровадження результатів НДР	3	3000*3=9000
Всього	–	21000

6.2.6. Розроблення планової калькуляції кошторисної вартості теми. Планова калькуляція вартості проведення досліджень по темі складається на підставі виконаних розрахунків та нормативних даних (табл.6.6).

Таблиця 6.6

#### Планова калькуляція кошторисної вартості НДР

Найменування статей витрат	Сума, грн	Обґрунтування
1	2	3
1. Витрати на оплату праці	17176,14	Відповідно до розрахунків
2. Відрахування на соціальні заходи	3778,75	Відповідно до діючих загальнодержавних нормативів

1	2	3
3.Обладнання для проведення досліджень	29765	Відповідно до розрахунків
4.Енергоносії для проведення досліджень	302,07	Відповідно до розрахунків
5.Витрати на службові відрядження	21000	Відповідно до розрахунків
6.Інші невраховані прямі витрати по темі	6824,32	10% від суми прямих розрахованих витрат по темі
7.Кошторисна вартість теми	75067,53	Сума попередніх статей

Кінцевим результатом науково-дослідницьких робіт є досягнення наукового, науково-технічного, економічного, соціального, екологічного та інших видів ефектів.

Науковий ефект від виконання теми передбачає приріст наукових знань у певній сфері науки, а науково-технічний ефект характеризує можливість використання цих наукових знань в інших наукових напрямках та при розробці принципово нових технічних рішень. Економічний ефект відображає потенціал НДР в досягненні кращого співвідношення результатів виробництва до витрат і має прогнозний характер. Соціальний ефект заводить до збільшення числа робочих місць, поліпшення умов праці та побуту, скорочення тривалості робочого тижня, розвитку охорони здоров'я, науки, культури, освіти. Екологічний ефект полягає в поліпшенні стану навколишнього середовища, зменшенні електромагнітного та іонізуючого випромінювання тощо.

### 6.3. Науково-технічна ефективність науково-дослідної роботи

Економічна оцінка фундаментальних і пошукових НДР у вартісному вимірі, як правило, неможливо, бо ймовірність доведення результатів таких досліджень до конкретного практичного застосування невелике. Для таких досліджень рекомендується [ ] визначати науковий та науково-технічний ефект, який враховує результати наукових досліджень та їх значущість для прискорення науково-технічного прогресу та розвитку національної економіки.



Науковий та науково-технічний ефект рекомендується оцінювати коефіцієнтом науково-технічної ефективності ( $E_{нт}$ ) за допомогою формули:

$$E_{нт} = \frac{\sum B_i \cdot B_{ij}}{\sum B_i \cdot B_{ij}^{\max}}, \quad (6.2)$$

де  $B_i$  – нормативні значення коефіцієнтів вагомості факторів науково-технічної ефективності (табл. 6.7);

$B_{ij}$  – середнє значення балу, який виставляється експертами і-му фактору;

$B_{ij}^{\max}$  – максимально можливе значення балу (табл. 6.8);

$i$  – порядковий номер фактору;

$j$  – відповідна характеристика і-го фактора.

Нормативні значення коефіцієнтів вагомості факторів науково-технічної ефективності наведені в табл. 6.7.

Таблиця 6.7

**Нормативні значення коефіцієнтів вагомості факторів  
науково-технічної ефективності**

Фактори ( $i$ )	Коефіцієнти вагомості ( $B_i$ )
1.Новизна очікуваних або одержаних результатів	0,25
2.Глибина наукового опрацювання	0,16
3.Ступінь ймовірності успіху	0,09
4.Перспективність використання результатів	0,25
5.Масштаб можливої реалізації результатів	0,15
6.Завершеність одержаних результатів	0,10
Разом	1,00

Характеристика факторів науково-технічної ефективності НДР наведена в таблиці 6.8.

### Характеристика факторів науково-технічної ефективності НДР

Фактор наукової та науково-технічної ефективності	Характеристика фактора	Оцінка фактора	
		Якісна	Бальна $A_{ij}^{\max}$
1	2	3	4
1.Новизна одержаних або передбачуваних результатів	Одержані принципово нові результати, раніше невідомі в науці, розроблена нова теорія, відкрита нова закономірність	Висока	10
	Встановлені деякі часткові закономірності, методи, способи, які дозволяють створити принципово нові види техніки	Середня	7
	Позитивне вирішення поставлених задач на підставі простих узагальнень, аналіз зв'язків між факторами, розповсюдження відомих наукових принципів на об'єкти	Недостатня	3
2.Глибина наукового опрацювання	Опис окремих елементарних фактів, передача та поширення отриманих раніше результатів, реферативні огляди	Тривіальна	1
	Проведена значна кількість експериментів по нетрадиційним методикам, виконані складні теоретичні розрахунки, підтвержені експериментальними даними	Істотна	10
	Проведена обмежена кількість розрахунків по відомих методикам, виконані теоретичні розрахунки невисокої складності, частково перевірені експериментальними даними	Середня	6
3.Стіпень ймовірності успіху	Проведена недостатня кількість експериментів, виконані прості теоретичні розрахунки без експериментальної перевірки	Несуттєва	1
	Висока ймовірність повного вирішення поставлених задач НДР	Значна	10
	Середня ймовірність вирішення більшості експериментальних або теоретичних задач	Помірна	6
4.Масштаб використання результатів	Низька ймовірність вирішення поставлених задач, отримання позитивних результатів сумнівне	Незначна	1
	Результати можуть бути використані в багатьох наукових напрямках, мають значення для розвитку суміжних наук	Широкий	10
	Результати можуть бути використані в конкретному науковому напрямку при розробці нових технічних рішень, спрямованих на суттєве підвищення продуктивності суспільної праці	Достатньо широкий	8
	Результати будуть використані при проведенні наступних НДР, при розробці нових технічних рішень в конкретній галузі	Достатній	5

1	2	3	4
5.Ступінь реалізації результатів	Строк впровадження, роки: До 2	Висока	10
	До 4	Середня	7
	До 6	Достатня	4
	Більше 6	Недостатня	2
6.Завершення одержаних результатів	Авторське свідоцтво, стаття в фаховому виданні, методика, інструкція, класифікатор, стандарти, нормативи.	Висока	10
	Технічне завдання на прикладну НДР	Середня	8
	Рекомендації, розгорнутий аналіз, пропозиції	Достатня	6
	Огляд, інформаційне повідомлення	Недостатня	3

Кількісна оцінка факторів науково-технічної ефективності НДР здійснюється експертним шляхом за десятибальною шкалою і визначається як середньоарифметичне. Отримані результати зводять за формою табл. 6.9.

Таблиця 6.9

### Результати розрахунків науково-технічної ефективності НДР

Фактори науково-технічної ефективності	Характеристика фактора	Розрахунок $B_{ij}$			$B_{ij}^{\max}$
		Експертні оцінки		$B_{ij}$	
		1	2		
1.Новизна очікуваних або одержаних результатів	Встановлені деякі часткові закономірності, методи, способи, які дозволяють створити принципово нові види техніки	3	3	3	10
2.Глибина наукового опрацювання	Проведена обмежена кількість розрахунків по відомим методикам, виконані теоретичні розрахунки невисокої складності, частково перевірені експериментальними даними	6	6	6	10
3.Ступінь ймовірності успіху	Середня ймовірність вирішення більшості експериментальних або теоретичних задач	6	6	6	10
4.Перспективність використання результатів	Результати можуть бути використані в багатьох наукових напрямках, мають значення для розвитку суміжних наук	10	10	10	10
5.Масштаб можливої реалізації результатів	До 2 років	10	10	10	10
6.Завершеність одержаних результатів	Рекомендації, розгорнутий аналіз, пропозиції	6	6	6	10

Розраховане за виразом 6.2 значення  $E_{нт}$  буде відобразити рівень наукової та науково-технічної ефективності конкретної теми фундаментального чи пошукового дослідження:

$$E_{нт} = \frac{0.25 \cdot 3 + 0.16 \cdot 6 + 0.09 \cdot 6 + 10 \cdot 0.25 + 10 \cdot 0.15 + 6 \cdot 0.1}{1 \cdot 10} = 0,685.$$

Загальну оцінку магістерської НДР можна здійснити, користуючись даними табл. 6.10.

Таблиця 6.10

**Загальна оцінка наукової та науково-технічної ефективності  
фундаментальних та пошукових НДР**

Загальна оцінка наукової та науково-технічної ефективності		Можливі рекомендації по результатам виконання НДР
Розраховане значення $E_{нт}$	Загальна якісна оцінка ефективності	
0,91-1,00	Відмінно	Оформлення авторського свідоцтва, публікація у фаховому виданні, продовження досліджень по даній тематиці
0,76-0,90	Дуже добре	
<b>0,61-0,75</b>	<b>Добре</b>	<b>Рекомендації можуть бути сформульовані після ретельного аналізу отриманих результатів</b>
0,36-0,60	Достатня	Переглянути технічне завдання у разі продовження досліджень по даній темі
Менш 0,35	Незадовільна	Здійснити всебічний аналіз отриманих результатів по темі

#### 6.4 Висновки до розділу 6

У розділі на підставі виконаних розрахунків та нормативних даних встановлено, що планова калькуляція вартості проведення досліджень по темі становить 75067,53 грн., а кількісна оцінка науково-технічна ефективність науково-дослідної роботи, яка здійснюється експертним шляхом за десятибальною шкалою і визначається як середньоарифметичне, що складає 0,685 від максимального числа 1, а рекомендації по результатам виконання НДР можуть бути сформульовані після ретельного аналізу отриманих результатів.

## РОЗДІЛ 7

## ОХОРОНА ПРАЦІ ТА БЕЗПЕКА В НАДЗВИЧАЙНИХ СИТУАЦІЯХ

## 7.1 Охорона праці

При проведенні аналізу ритму електрокардіосигналу у комп'ютерних діагностичних системах необхідно дотримуватись норм і правил охорони праці. Перелік нормативно-правових актів, які регулюють цю питання, досить широкий. Наприклад, ст. 21 Кодексу законів про працю України визначає обов'язки роботодавця щодо забезпечення працівникам комфортних та безпечних умов праці, а ст. 13 Закону України «Про охорону праці» закріплює це право з позиції охорони праці. Більшість нормативних актів — акти підзаконного рівня - правила, інструкції, державні санітарні правила і норми (ДСанПН) тощо, якими врегульовуються окремі моменти щодо власне конструкції комп'ютерної техніки, особливостей облаштування приміщень для роботи з нею та ряду інших вимог.

Як основні можна назвати: — Наказ Держгірпромнагляду України «Про затвердження Правил охорони праці під час експлуатації електронно-обчислювальних машин» від 26 березня 2010 р. № 65; — Державні санітарні правила і норми роботи з візуальними дисплейними терміналами електронно-обчислювальних машин ДСанПіН 3.3.2.007-98, затвержені постановою Головного державного санітарного лікаря України від 10 грудня 1998 р. № 7; — Примірна інструкція з охорони праці під час експлуатації електронно-обчислювальних машин, затверджена наказом Міністерства доходів і зборів України від 5 вересня 2013 р. № 443.

Згідно вимог щодо безпеки та захисту здоров'я працівників під час роботи з екранними пристроями (Наказ Міністерства соціальної політики України № 207 від 14.02.2018 р.) для забезпечення безпеки та захисту здоров'я працівників усе випромінювання від екранних пристроїв має бути зведене до гранично допустимого рівня (вплив на людину факторів довкілля - шуму, вібрації, забруднювачів, температури тощо, який не спричиняє соматичних або психічних розладів, а також змін стану здоров'я, працездатності, поведінки, що

виходять за межі пристосувальних реакцій) з погляду безпеки та охорони здоров'я працівників.

Під час розробки завдань, які передбачають використання комп'ютерної діагностичної системи необхідно керуватися таким програмним забезпеченням, яке відповідає розв'язуваним завданням і є простим у використанні, а де необхідно - адаптованим до рівня знань і досвіду працівника.

Під час облаштування робочого місця працівника з екранними пристроями необхідно обирати таке устаткування, яке не створює зайвого шуму та не виділяє надлишкового тепла. Рівні шуму на робочих місцях осіб, які працюють з екранними пристроями, мають відповідати вимогам Санітарних норм виробничого шуму, ультразвуку та інфразвуку ДСН 3.3.6.037-99, затверджених постановою Головного державного санітарного лікаря України від 01 грудня 1999 року № 37.

Мікроклімат кабінету з робочими місцями працівників з екранними пристроями має підтримуватись на постійному рівні та відповідати вимогам Санітарних норм мікроклімату виробничих приміщень ДСН 3.3.6.042-99, затверджених постановою Головного державного санітарного лікаря України від 01 грудня 1999 року № 42 (далі - ДСН 3.3.6.042-99).

Таким чином, створення сприятливих умов праці і правильне естетичне оформлення робочих місць має велике значення як для полегшення праці, так і для підвищення привабливості, позитивно впливаючою на продуктивність праці.

## 7.2 Безпека в надзвичайних ситуаціях

У підрозділі розглянуто питання пожежної та вибухової безпеки, а також вимоги безпеки в аварійних ситуаціях.

7.2.1 Забезпечення пожежної та вибухової безпеки.  
Пожежна безпека пристрою, що проектується у даному дипломному проєкті, має забезпечуватися відповідно до ГОСТ 12.1.004-91 «Пожарная безопасность».

Общие требования», а вибухова безпека — у відповідності до ГОСТ 12.1.010-76 «Взрывобезопасность. Общие требования».

Пожежна безпека — це такий стан об'єкта, при якому з регламентованою ймовірністю виключається можливість виникнення й розвитку пожежі та впливу на людей небезпечних факторів пожежі, а також забезпечується захист матеріальних цінностей.

Вибухова безпека — це такий стан виробничого процесу, під час якого виключається можливість вибуху або ж у випадку його виникнення відвертається дія на людей викликаних ним небезпечних та шкідливих факторів і забезпечується захист матеріальних цінностей.

### 7.2.2 Вимоги до системи запобігання пожежі.

Запобігання пожежі необхідно досягати двома способами:

- запобіганням утворенню горючого середовища;
- запобіганням утворенню в горючому середовищі (або внесення в нього) джерел займання.

Запобігання утворенню горючого середовища має забезпечуватися:

- максимально можливим застосуванням негорючих і важкозаймистих речовин та матеріалів;
- обмеженням маси та(або) об'єму горючих речовин, матеріалів та найбезпечнішим способом їх розміщення;
- ізоляцією горючого середовища;
- підтримкою концентрації горючих газів, пари, пилу та(або) окисника в суміші поза межами їх займання;
- підтримкою його температури й тиску, за яких виключається поширення полум'я;
- максимальною механізацією й автоматизацією технологічних процесів, пов'язаних із перекачуванням горючих речовин;
- установленням пожежно небезпечного обладнання по можливості в ізольованих приміщеннях або на відкритих майданчиках;
- застосуванням для горючих речовин герметичного обладнання і тари;

- застосуванням пристроїв захисту виробничого обладнання з горючими речовинами від пошкоджень і аварій, установленням пристроїв, що відключають, відсікають, та ін.;

- застосуванням ізольованих відсіків, камер, кабін тощо.

Запобігання утворенню в горючому середовищі джерел займання має досягатися:

- застосуванням машин, механізмів, обладнання, пристроїв, під час експлуатації яких не утворюються джерела займання;

- застосуванням енергоустаткування, відповідного до пожежно небезпечної та вибухонебезпечної зон, групи і категорії вибухонебезпечної суміші за вимогами «Правил устроювання електроустановок» (ПУЭ-86);

- застосуванням у конструкції швидкодіючих засобів захисного відключення можливих джерел займання;

- застосуванням технологічного процесу й обладнання, що задовольняє вимогу електростатичної іскробезпеки за ГОСТ 11.018-86;

- улаштуванням захисту від блискавок будівель, споруд і обладнання;

- підтримкою температури нагрівання поверхонь машин, механізмів, обладнання, пристроїв, речовин і матеріалів, які можуть увійти в контакт з горючим середовищем, нижче граничнодопустимої, яка становить 80 % найменшої температури самозаймання пального;

- виключенням можливості появи іскрового розряду в горючому середовищі з енергією, яка дорівнює або вища від мінімальної енергії займання;

- застосуванням інструменту, що не іскрить під час роботи з легкозаймистими рідинами і горючими газами;

- ліквідацією умов для теплового, хімічного та (або) мікробіологічного самозаймання речовин, матеріалів, виробів і конструкцій, що перетворюються;

- усуненням контакту з повітрям пірофорних речовин;

- зменшенням визначального розміру горючого середовища нижче граничнодопустимого за горючістю;

- виконанням установлених правил пожежної безпеки.



Системи запобігання пожеж, а також протипожежного захисту у сукупності повинні виключати вплив на людей небезпечних факторів пожежі. Ймовірність впливу вищезгаданих факторів не повинна перевищувати нормативну, яка дорівнює  $10^{-6}$  на рік, у розрахунку на кожну людину. По вогнестійкості приміщення науково-дослідної лабораторії відносяться до II-го ступеня вогнестійкості (ДСТ 12.1.004-76), тобто механічні конструкції в приміщенні, стіни виконані з вогнетривких матеріалів. Робочі місця, для виконання робіт, у положенні сидячи, організовані відповідно до ДСТ 12.2.032-78. Вимоги з пожежної безпеки будинку, а також його оснащеність первинними засобами пожежегасіння (пожежні гідранти і т.д.) і вогнегасники, повинні відповідати ГОСТ 12.1.004-85 і ГОСТ 12.4.009-83 і ISO3941-77. В таких умовах найдоцільніше використовувати вогнегасники типу ВП-2-01 і ВВ-8 у кожному приміщенні, і ВП-5-02 один на кожні 2 приміщення. Пожежна безпека кожного об'єкту визначається пожежною безпекою його складових частин.

### 7.2.3 Вимоги безпеки в аварійних ситуаціях.

1. Кожен працівник при виявленні несправності в роботі приладу, що може спричинити небезпеку для працівників, повинен доповісти про це своєму безпосередньому керівнику. У тих випадках, коли несправність може бути усунена працівником, він має це зробити, а потім повідомити керівнику. Усунення несправності виконується при дотриманні визначених вимог безпеки.

2. При ураженні електричним струмом необхідно якомога скоріше звільнити потерпілого від дії струму шляхом вимкнення приладу, відключення обладнання від електромережі, або перерубати шнур живлення інструментом з ізольованими ручками. Якщо вимкнути обладнання достатньо швидко неможливо, тоді необхідно застосувати інші міри по звільненню потерпілого від дії струму, наприклад, скористатися дошкою чи іншим сухим предметом, що не проводить електричний струм. Обов'язково потрібно викликати швидку допомогу чи рятувальну бригаду МЧС. До приїзду лікарів чи бригади МЧС потрібно надати потерпілому першу медичну допомогу.

3. При виникненні пожежі у технічному приміщенні необхідно негайно викликати пожежну охорону, відключити від джерела напруги устаткування і

приступити до ліквідації пожежі засобами гасіння пожежі, що знаходяться в приміщенні.

Виконання правил та вимог техніки безпеки, регулярне проведення заходів щодо їх виконання сприяє підвищенню продуктивності праці, якості виконання робіт та збереженню здоров'я працівників.

Дана інструкція написана у відповідності з вимогами ДНАОП 0.00 – 4.15 – 98 „Положення про розробку інструкцій з охорони праці”.

### 7.3 Висновки до розділу 7

Даний розділ роботи висвітлює результати проведеного аналізу шкідливих факторів та чинників, що впливають, або можуть вплинути, на коректну роботу персоналу медичної установи, де використовується представлений метод дослідження пацієнта з використанням спеціального обладнання. Був встановлений чіткий порядок розробки і впровадження технологій та вимог, щодо запобігання шкідливим факторам та чинникам.

## РОЗДІЛ 8 ЕКОЛОГІЯ

### 8.1 Екологічна експертиза

Ускладнення екологічної ситуації в країні внаслідок забруднення навколишнього природного середовища функціонуючими господарськими об'єктами та комплексами обумовило необхідність розробки та обліку спеціальних природоохоронних розділів при створенні передпроектної, проектно-планової та проектно-кошторисної документації.

Всебічний екологічний аналіз та правильна, достовірна експертна оцінка проектів споруджуваних господарських об'єктів, комплексів та систем набувають принципово важливого значення, оскільки «людські проекти», що не враховують закони природи, приносять чимало лиха.

Важлива роль серед ефективних заходів протидії цьому належить екологічній експертизі. Екологічна експертиза – це комплексний аналіз технологій, матеріалів, устаткування, техніки, проектів, планів, прогнозів та іншої документації, аналіз та оцінка результатів запланованої або існуючої господарської діяльності, що чинить чи може чинити негативний вплив на навколишнє природне середовище, який проводять висококваліфіковані спеціалісти-експерти для визначення відповідності поданих матеріалів чинному законодавству і розробки конструктивних пропозицій щодо охорони навколишнього середовища.

Екологічна експертиза спрямована на запобігання новим, обмеження або ліквідацію існуючим негативним джерелам впливу на оточуюче природне середовище та здоров'я населення. Як вид діяльності спеціально уповноважених органів влади, різних громадських формувань екологічна експертиза спроможна забезпечити дотримання норм і вимог екологічної безпеки при прийнятті законів, обґрунтуванні програм і рішень, проектів соціально-економічного розвитку, розміщення продуктивних сил, будівництві

нових підприємств тощо, сформулювати пакет необхідних вимог, дати спеціалістам і громадськості можливість оцінити ступінь екологічної обґрунтованості різних проектів, сформулювати висновки, пропозиції і рекомендації щодо їх доцільності, визначити можливість реалізації.

Необхідність та процедура проведення екологічної експертизи визначені природоохоронним законодавством України. Здійснюється вона на підставі закону України «Про екологічну експертизу» (1995 рік).

Екологічній експертизі підлягають:

- державні інвестиційні програми, програми розвитку окремих галузей народного господарства;
- проекти схем розвитку і розміщення продуктивних сил, розвитку галузей економіки, генеральних планів населених пунктів, схем районного планування, схем генеральних планів промислових вузлів, схем розміщення підприємств у промислових вузлах і районах, схем упорядкування промислової забудови, інша передпланова і передпроектна документація ;
- інвестиційні проекти, техніко-економічні обґрунтування і розрахунки, проекти й робочі проекти на будівництво і реконструкцію (розширення, технічне переозброєння) підприємств та інших об'єктів, документація з перепрофілювання, консервації та ліквідації діючих підприємств, окремих цехів, виробництв та інших промислових і господарських об'єктів, що можуть негативно впливати на стан навколишнього середовища, незалежно від форм власності та підпорядкування, в тому числі військового призначення;
- проекти інструктивно-методичних і нормативно-технічних актів та документів, які регламентують господарську діяльність, що негативно впливає на навколишнє середовище;
- проекти законодавчих та інших нормативно-правових актів, що регулюють відносини в царині гарантування екологічної (в тому числі радіаційної) безпеки, охорони навколишнього природного середовища і використання природних ресурсів, діяльності, що може негативно впливати на стан навколишнього природного середовища та здоров'я людей;

- документація на створення нової техніки, технологій, матеріалів і речовин, у тому числі та, що закуповується за кордоном, які можуть створювати потенційну загрозу навколишньому природному середовищу та здоров'ю людей;
- матеріали, речовини, продукція, господарські рішення, системи й об'єкти, впровадження чи реалізація яких може призвести до порушення норм екологічної безпеки та негативного впливу на навколишнє середовище чи створення небезпеки для здоров'я людей;
- екологічно небезпечні діючі об'єкти та комплекси, в тому числі військового та оборонного призначення.

Екологічну експертизу проводять: Міністерство охорони навколишнього природного середовища України, його органи на місцях, створювані ними спеціалізовані установи, організації та еколого-експертні підрозділи чи комісії; органи та установи Міністерства охорони здоров'я України — в частині, що стосується експертизи об'єктів, які можуть негативно впливати чи впливають на здоров'я людей; інші державні органи, місцеві ради народних депутатів та органи виконавчої влади на місцях відповідно до законодавства; громадські організації екологічного спрямування чи створені ними спеціалізовані формування; інші установи, організації та підприємства, в тому числі іноземні юридичні та фізичні особи, що залучаються до проведення екологічної експертизи; окремі громадяни в порядку, передбаченому Законом України «Про екологічну експертизу» та іншими законодавчими актами.

В процесі еколого-експертної діяльності проводиться перевірка відповідності проектних рішень правовим розпорядженням екологічного характеру та оцінка якості проектів з точки зору екологічних можливостей природних систем, а також відповідності потребам та інтересам суспільства щодо сприятливого навколишнього середовища.

Теоретичну основу еколого-експертного аналізу екологічної частини проектів складають міждисциплінарні екологічні знання природничих і суспільних наук та екологічна експертологія, тобто наукова дисципліна про екологічну експертизу.

Змістом екологічної експертизи є така специфічна експертна діяльність, яка включає в себе тісно взаємопов'язані елементи еколого-експертного пізнання — перевірку і оцінку екологічного змісту проектів. Еколого-експертна діяльність щодо перевірки проектів спрямована на встановлення екологічної обґрунтованості проектних пророблень з позиції екологічних вимог, включаючи правила нормативно-правового характеру.

Об'єм і характер еколого-експертної перевірки значною мірою визначаються особливостями проектних матеріалів, представлених на експертизу, стадій їх розробки, цільовим призначенням та завданнями, видом проектів з урахуванням специфіки реалізації в конкретному регіоні. Проте можна виділити в інтересах практики деякі загальні напрями еколого-експертної перевірки.

Еколого-експертна діяльність з оцінки екологічного обґрунтування проектів базується на зіставленні запроєктованих екологічних рішень та параметрів з діючою в нашій країні системою екологічних показників. В якості критеріїв оцінки проектів виступають нормативні показники. До нормативних можна віднести вимоги еколого-правових норм та правил, принципи охорони природи, екологічні імперативи, природоохоронні і природоресурсні пріоритети, стандарти з охорони природи і раціонального використання природних ресурсів, будівельні норми і правила, санітарно-гігієнічні нормативи, а також екологічні показники затвердженої документації.

## 8.2 Суб'єкти та об'єкти екологічної експертизи

Еколого-експертна діяльність як засіб здійснення екологічної експертизи проектів відображає суспільні відносини, в формах яких реалізується практика експертних підрозділів державних органів, спеціально створених комісій і груп, а також діяльність громадських організацій, що становить предмет правового регулювання.

Структурно екологічна експертиза проектів включає такі компоненти: суб'єкти, об'єкти, предмет, процес проведення експертизи та сукупність

правових норм, які регламентують діяльність суб'єктів і процеси проведення експертизи.

Екологічна експертиза проектів — це така діяльність, сенс якої становить складний та динамічний процес практичного пізнання екологічного змісту проектних матеріалів спеціально уповноваженими органами державної влади і державного управління, а також створеними еколого-експертними радами, комісіями, групами відповідно до цілей, задач, форм, методів діяльності та компетенції, ухвалених діючим законодавством.

Суб'єктами екологічної експертизи проектів є юридичні та фізичні особи, які проводять експертизу. Юридичні особи здійснюють екологічну експертизу проектів в силу своєї спеціальної право- та дієздатності, яка виникає з моменту організації та визначення правового статусу державного органу за умови наділення його еколого-експертними повноваженнями. Державні органи, які реалізують функцію екологічної експертизи, виступають колективними суб'єктами, що несуть всю повноту відповідальності перед державою та суспільством за додержання встановленого порядку проведення експертизи, за її об'єктивність та якість еколого-експертних висновків. Ці положення поширюються також на випадки залучення державними органами до проведення екологічної експертизи проектів провідних навчальних закладів, висококваліфікованих спеціалістів та практичних працівників підприємств, організацій, установ.

Фізичні особи наділяються всією сукупністю експертних прав та обов'язків як суб'єкти екологічної експертизи проектів в порядку разових доручень компетентних органів і організацій, при організації еколого-експертних комісій або при виконанні еколого-експертних функцій в силу громадського обов'язку; особистою ініціативою, перейнятою турботою про екологічне благополуччя регіону, екосистеми або держави в цілому. В цих випадках відповідальність за достовірність проведеної екологічної експертизи проектів та підготовку науково обґрунтованих висновків покладається на конкретних фізичних осіб, які виступають самостійними суб'єктами еколого-експертних досліджень і апробації проектів

Слід відрізнити суб'єкти екологічної експертизи проектів від осіб, які беруть участь в її проведенні або залучаються для пояснення, уточнення по представлених на експертизу проектах (проектувальники, служби інформації і т.п.).

Об'єктами екологічної експертизи є проекти законодавчих та інших нормативно-правових актів, передпроектні, проектні матеріали, документація з упровадження нової техніки, технологій, матеріалів, речовин, продукції, реалізація яких може призвести до порушення екологічних нормативів, негативного впливу на стан навколишнього середовища, загрози здоров'ю людей.

Екологічній експертизі підлягають схеми розвитку та розміщення продуктивних сил по економічних районах, схеми розвитку та розміщення галузей промисловості, територіальні комплексні схеми охорони природи в складі цільових комплексних програм, схеми і проекти районного планування, генеральні плани населених пунктів та курортів, схеми генеральних планів промислових вузлів, генеральні плани промислових підприємств, генеральні плани сільськогосподарських та інших підприємств, проекти міжгосподарського та внутрігосподарського землеустрою, проекти будівництва, реконструкції, розширення, технічного переоснащення об'єктів, проекти будівель та комунікацій спеціального природоохоронного значення (очисних будівель, систем зворотного водозабезпечення і т. п.), проекти технічної документації (завдань) на виготовлення нової техніки, технологічних процесів, засобів автоматизації та матеріалів.

Об'єкти екологічної експертизи визначають об'єм, характер, мету та задачі еколого-експертної діяльності. Подані на екологічну експертизу проекти вивчаються в повному обсязі, при цьому особлива увага приділяється природоохоронній частині проектних рішень. Виявляючи його екологічний зміст, еколого-експертні органи або спеціально створені комісії, ради, групи встановлюють можливість їх використання в екологічній системі, формулюють основні рекомендації щодо корегування екологічних параметрів об'єктів, що



проходять експертизу, встановлюють їх значимість для розвитку і зміцнення економіки та задоволення соціальних і екологічних потреб суспільства.

Екологічний зміст проектів зачіпає природоохоронну сферу та охоплює різноманітні технічні, організаційні, економічні та соціальні рішення, які нерозривно ув'язуються з вимогами екологічного захисту природного середовища як важливої природної умови для гармонійного розвитку людини та сталого розвитку суспільства.

Таким чином, проекти як об'єкти екологічної експертизи збагачуються кількісно та якісно новими екологічними властивостями, які висуваються в ранг пріоритетів при здійсненні екологічної експертизи та формуванні еколого-експертного висновку. Саме екологічні властивості проектів, врахування та об'єктивне їх дослідження при проведенні експертизи додають ті якісно нові елементи до змісту еколого-експертної діяльності, які надають їй індивідуальність та самостійність, конкретність та нормативно-формальну визначеність.

### 8.3 Висновки до розділу 8

У розділі проаналізовано питання екологічної експертизи як комплексного аналізу технологій, матеріалів, устаткування, техніки, проектів, планів, прогнозів та іншої документації, аналізу та оцінки результатів запланованої або існуючої господарської діяльності, що чинить чи може чинити негативний вплив на навколишнє природне середовище. Також проаналізовано основні компоненти екологічної експертизи такі як суб'єкти та об'єкти.

## ВИСНОВКИ

Поширені на сьогоднішній день методи аналізу ВСР побудовані на основі математичної моделі ВСР — стаціонарного ергодичного випадкового процесу. На даний час немає методів аналізу ВСР, які б дозволяли в повній мірі враховувати її нестационарність. Всі існуючі методи аналізу ВСР, як правило, не беруть до уваги нестационарні частини кардіоритмограми, спеціально виключаючи їх з аналізу.

Періодично корельований випадковий процес є моделлю природного процесу, яка об'єднує в одному математичному об'єкті стохастичність та повторюваність, є логічним розвитком та узагальненням відомих результатів по теорії стохастичних коливань. Власне ПКВП передбачає три методи визначення імовірнісних характеристик нестационарних процесів: когерентний, компонентний та фільтровий. Останній є найбільш загальним і з точки зору лінійної фільтрації об'єднує два перших.

Фільтровий метод аналізу ПКВП полягає в застосуванні множини декомпозиційних (проекційних) ідеальних смугових фільтрів зі смугами пропускання? адже демодульована гармонікою частоти  $k\Delta$  відповідна фільтрова вирізка за допомогою фільтру із ПКВП збігається з  $k$ -ю його стаціонарною компонентою з фінітним спектром.

В роботі розглянуто методику розрахунку ЦФ типу Чебишева, за якою розраховано фільтр для аналізу нестационарної варіабельності ритміки серця.

Для практичної реалізації фільтра створено скрипт на мові MATLAB. З його допомогою обраховано коефіцієнти каскадів та порядок фільтра, емульовано роботу фільтра та отримано його амплітудо-частотну та імпульсно-вагову функції.

## СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Анализ сердечного ритма / Под ред. Д. Жемайтите, Л. Тельксниса. – Вильнюс : Мокслас, 1982. – 130 с.
2. Миронова Т.Ф., Миронов В.А. Клинический анализ волновой структуры синусового ритма сердца: (Введение в ритмокардиографию и атлас ритмокардиограмм). – Челябинск : Дом печати, 1998. – 162 с.
3. Merri M., Farden D.C., Mottley J.G., Titlebaum E.L Sampling frequency of the electrocardiogram for spectral analysis of the heart rate variability. IEEE T-BME 1990; 37: 99-105
4. Heart Rate Variability. Standards of measurements, physiological interpretation, and clinical use / Task Force of the European Society of Cardiology and the North American Society of Pacing and Electrophysiology // Circulation. - 1996. – Vol. 93. – P. 1043-1065.
5. Баевский Р.М., Кириллов О.И., Клецкин С.З. Математический анализ изменений сердечного ритма при стрессе. - М. : Наука, 1984. - 221 с.
6. Хаютин В.М., Лукошкова Е.В. Спектральный анализ колебаний частоты сердцебиений: физиологические основы и осложняющие его явления // Рос. физиол. журн. - 1999. - Т. 85, N 7. - С. 893-908.
7. Одинак М.М., Котельников С.А., Наумов К.М., Мантонин Е.А. Использование спектрального анализа ритма сердца в неврологической практике // Современные подходы к диагностике и лечению нервных и психических заболеваний. Материалы конференции. - СПб, 2000. - С. 470-471.
8. Ноздрачев А.Д., Погорелов А.П. Особенности нейрональной организации внутрисердечных ганглиев млекопитающих // Физиология вегетативных ганглиев : Тез. докл. Всесоюз. симпоз. - Киев, 1981. - С. 28-29.
9. Марпл С. Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения / Пер. с англ. О. И. Хабарова, Г.А. Сидоровой; Под ред. И. С. Рыжака. - М. : Мир, 1990. - 584 с.

10. Прийма Г.Я. О рефлекторных влияниях на сердце и сосуды при акте глотания у здоровых и больных людей // Ученые записки сталинградского государственного педагогического института. – 1959. – Вып. 9. – С. 230-262.

11. Хаспекова Н.Б., Алиева Х.К., Дюкова Г.М. Оценка симпатических и парасимпатических механизмов регуляции при вегетативных пароксизмах // Советская медицина. – 1989. – N 9. – С. 25-28.

12. Окнин В.Ю., Внотченко С.Л., Садеков Р.К. Сравнительный анализ состояния вегетативной нервной системой у больных тиреотоксикозом и с вегетативными кризами // Терапевтический архив – 1994. – Т.66, N 10. – С. 29-32.

13. Хаспекова Н.Б. Регуляция вариативности ритма сердца у здоровых и больных с психогенной и органической патологией мозга // Автореферат дис. д-ра мед. наук. - М., 1996. - 48 с.

14. Я.П. Драган, В.А. Рожков, И.Н. Яворский. Методы вероятностного анализа ритмики океанологических процессов. Л.: Гидрометеиздат, 1987.- 319с.

15. Драган Я.П. Енергетична теорія лінійних моделей стохастичних сигналів.-Львів: Центр стратегічних досліджень еко- біо- технічних систем, 1997.-361 с.

16. Драган Я. П. О представлении периодически коррелированного случайного процесса через стационарные компоненты. // Отбор и передача информации, 1975, №45, с. 7—20.

17. Колмогоров А. Н. Статистическая теория колебаний с непрерывным спектром. // В кн.: Юбилейный сборник АН СССР, ч. I. М., изд-во АН СССР, 1947, с. 242—249.

18. В. П. Мезенцев, И. Н. Яворский. Оценивание вероятностных характеристик ритмических сигналов как задача линейной фильтрации // Радиоэлектроника, 1988. — Т. 31 №8. —С.67-70.

19. Богнер Р., Константи́нидис А. Введение в цифровую фильтрацию. М.: Мир, 1976.

20. Б. И. Яворский, З. И. Домбровский. Расчет цифровых полосовых фильтров типа Чебишева // Радиотехника, 1981. — т.36 №10. — С.79-81

# ДОДАТКИ

УДК 57.089.2 – 004.891.3

Шельчук А. – ст. гр. РБ<sub>с</sub>-51

*Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя*

**МЕТОДИ СТАТИСТИЧНОГО ОПРАЦЮВАННЯ  
ЕЛЕКТРОКАРДИОСИГНАЛУ У СПОРТИВНІЙ МЕДИЦИНІ**

Науковий керівник: к.т.н., доц. С.Б. Яворська

**Shelchuk A.**

*Ternopil Ivan Puluj National Technical University*

**METHODS OF STATISTICAL EVALUATION OF  
ELECTROCARDIOSIGNAL IN SPORTS MEDICINE**

Supervisor: assoc. prof. E. Yavorska

Ключові слова: електрокардіосигнал, проба Руф'є, кардіодіагностична система.  
Keywords: electrocardiosignal, Ruffe's test, cardio-diagnostic system.

За статистичними даними Європейської Спілки Кардіологів спостерігається тенденція зростання раптової смертності підлітків під час фізичних навантажень. Це пов'язано із негативним впливом на функціональний стан організму таких факторів: суцільна ком'ютеризація, що призводить до пасивного способу життя, нерациональне харчування, погіршення екології, сезонність та ін. З метою запобігання смертності під час фізичних навантажень у спортивній медицині використовують скринінгові обстеження, в яких для діагностування стану ССС та проявів прихованих патологій проводять за допомогою функціональних проб (ФП) у вигляді дозованого фізичного навантаження (проба Руф'є), де основним джерелом інформації про стан ССС слугує електрокардіосигнал (ЕКС). Належне опрацювання ЕКС дає змогу виявити функціональні зміни у ССС та вибрати методику проведення профілактичних заходів, а у випадку патологічних порушень запобігти розвитку хвороби відповідним лікуванням.

Ефективність вибору профілактично-терапевтичних заходів залежить від належного використання кардіодіагностичних систем, зокрема CARDIO (Pallar Ltd. Co, Україна), General Electric Medical Systems П (Німеччина), в яких для оцінювання стану ССС при фізичному навантаженні застосовують методи морфологічного аналізу, що використовуються як показники амплітуд і часових тривалостей ЕКС. Програмне забезпечення у таких системах базується на методах гармонічного аналізу, що визначаються детермінованою математичною моделлю у вигляді суми періодичних функцій. Однак така модель не враховує стохастичного характеру ЕКС. У випадку стохастичного підходу використовують адитивну, мультиплікативну й адитивно-мультиплікативну моделі. Проте ці моделі не дають змоги описати коливання у часі, що є суттєвим при дослідженні фазово-часової структури ЕКС з метою виявлення комплексу прояву змін у функціонуванні ССС при фізичному навантаженні.

Наведені аргументи вказують на актуальність обґрунтування адекватної математичної моделі ЕКС та розроблення методу її статистичного опрацювання для кардіодіагностичних систем, зорієнтованих на підвищення точності оцінювання функціонального стану ССС при фізичному навантаженні.

## Опис функцій пакету SPEGRA з коментаріями щодо його застосування для обробки тестової нестационарної ритмокардіограми

### ***В.1.Синфазний метод***

В.1.1. Вибірка (вибірки через період  
корельованості) стаціонарних відлікових  
послідовностей

```
function c=pkvpmatr(x,T,M,mode);

%c=pkvpmatr(x,T);
%c=pkvpmatr(x,T,M);
%
% % Вхідні параметри:
% x - РКГ, вектор
% T - період кореляції (відносний до періоду дискретизації)
% M - кількість стаціонарних РКГ
% graph = 'с' - виводить графік
%
% Вихідні результати:
% c - матриця стаціонарних РКГ:
%   у кожному стовпці -- реалізація окремої стаціонарної РКГ
%   у рядку -- послідовні значення РКГ на одному періоді

% перевірка параметрів та присвоєння значень за замовчуванням
if nargin<2, error('Потрібно як мінімум два аргументи'); end;
if nargin<3, M=ceil(T); end;
if M>ceil(T), M=ceil(T); end;
if nargin<4, mode=''; end;
% кількість стаціонарних РКГ береться такою, щоб не пропускався ні
один відлік
NT=floor(max(size(x))/T);
% кількість значень РКГ при обчисленні середнього для всіх
послідовностей береться однаковою
c=[];
for k=1:NT
    for j=1:M
        c(k,j)=x(floor(j+(k-1)*T));
    end;
end;
if findstr(mode,'с'),
    figure;plot(c','.');grid;
    title(['Вибірки через період корельованості ПКВП.
', 'T=', num2str(T), ' M=', num2str(M)]);
end;
```



## В.1.2. Обчислення матсподівань (а) та дисперсій (б) реалізацій стаціонарних відлікових послідовностей тестової РКГ

```
(a) function m=pkvrmean(x,T,M);
```

```
%m=pkvrmean(x,T);
%
% Значення матсподівань на періоді корельованості стаціонарної РКГ
%
% Вхідні параметри:
% x - РКГ
% T - період корельованості (відносний до періоду дискретизації)
% M - кількість відліків матсподівання
%
% Вихідні результати:
% m - вектор матсподівань на періоді корельованості

% перевірка параметрів та присвоєння значень за замовчуванням
if nargin<2, error('Потрібно як мінімум два аргументи'); end;
if nargin<3, c=pkvrmatr(x,T);
else c=pkvrmatr(x,T,M);
end;
m=mean(c);
```

```
(б) function d=pkvrstd(x,T,M);
```

```
%d=pkvrstd(x,T);
%
% Функція знаходить дисперсії стаціонарних РКГ періоді
корельованості
%
% Вхідні параметри:
% x - РКГ
% T - період корельованості (відносний до періоду дискретизації)
% M - кількість відліків дисперсії на періоді корельованості
% Вихідні результати:
% m - дисперсії на періоді корельованості ПКВП

% перевірка параметрів та присвоєння значень за замовчуванням
if nargin<2, error('Потрібно як мінімум два аргументи'); end;
if nargin<3, c=pkvrmatr(x,T);
else c=pkvrmatr(x,T,M); end
d=std(c);
```

### В.1.3. Центрування значень стаціонарної відлікової послідовності тестової РКГ

```
function c=pkvrcent(x,T);

%c=pkvrcent(x,T);
%
% Функція центрує значення ПКВП відносно матсподівання (на
періоді)
% Вхідні параметри:
% x - РКГ
% T - період корельованості (відносний до періоду дискретизації)
% Вихідні результати:
% c - вектор центрованої РКГ

% перевірка параметрів та присвоєння значень за замовчуванням
if nargin<2, error('Потрібно як мінімум два аргументи'); end;
m=pkvrpmean(x,T);
for i=1:max(size(x))
    k=ceil(i-1-T*floor((i)/T));
    if k==-1;
        k=size(m,2)-1;
    end;
    c(i)=x(i)-m(k+1);
end;
```

### В.1.4. Обчислення середньої коваріації тестової РКГ

```
function B=pkvrpb0(x,umax);

%m=pkvrpb0(x,T);
%
% Оцінка середньої коваріації РКГ:  $B(u)=M_t\{r(t+u,t)\}=M_t\{b(t,u)\}$ 
% Вхідні параметри:
% x - РКГ
% umax - максимальний зсув при обчисленні коваріації
% Вихідні результати:
% B - вектор коваріації

% перевірка параметрів та присвоєння значень за замовчуванням
if nargin<1, error('Не заданий вхідний сигнал !'); end;
if size(x,1)==1; x=x'; end;
N=size(x,1);
if nargin<2, umax=N-1; end;
if umax>N-1, umax=N-1; end;
x1=x;
for i=1:umax+1;
    B(i)=sum(x(i:N).*x1(i:N))/(N-i+1);
    x1=shift(x1,1,0);
end;
```

### В.1.5. Оцінювання параметричної коваріації РКГ

```
function b=synfcov(x,T,umax,tmax);

%b=synfcov(x,T,umax,tmax);
%
% Оцінка параметричної коваріації РКГ синфазним методом:
%   b(t,u)=Sum(ksi(t+u+k*T)*ksi(t+k*T))
% Вхідні параметри:
%   x       - РКГ, мусить бути центрованою
%   T       - період корельованості, відносний: T/td
%   umax    - максимальний зсув при обчисленні коваріації
%   tmax    - максимальне значення параметра t (часу)
% Вихідні результати:
%   b       - матриця параметричної коваріації

% перевірка параметрів та присвоєння значень за замовчуванням
if nargin<4, error('Мало параметрів !'); end;

if size(x,1)==1; x=x'; end; %має бути вектор-стовпець
N=size(x,1);
NT=ceil(N/T); %кількість неповних періодів
delta=zeros(N,1);
for k=0:NT-1
    delta(floor(1+k*T))=1; %вектор синфазної вибірки
end;
b=zeros(tmax,umax+1);
x1=x;
for u=1:umax+1,
    xx=x(1:N-u+1).*x1(1:N-u+1); u
    for t=1:tmax,
        b(t,u)=sum(xx(1:N-u+1-t+1).*delta(1:N-u+1-t+1))/sum(delta(1:N-u+1-t+1));
        xx=shift(xx,-1,0);
    end;
    x1=shift(x1,-1,0);
end;
```

## В.2. Компонентний метод

### В.2.1. Обчислення оцінки коваріаційної компоненти тестової РКГ

```
function Bk=compbk(x,k,T,umax);

%Bk=compbk(x,k,T,umax);
%
% Оцінка коваріаційних компонентів РКГ:
%   Bk(u)=Mt{ksi(t+u)*ksi(t)*exp(-i*2*pi*k/T)}
%
% Вхідні параметри:
%   x       - РКГ, мусить бути центрованою
```

```

% k      - номер коваріаційної компоненти РКГ
% T      - період корельованості, відносний: T/td
% umax   - маскимальний зсув при обчисленні коваріаційного
компоненти РКГ
%
% Вихідні результати:
% Bk     - вектор коваріаційної компоненти РКГ

% перевірка параметрів та присвоєння значень за замовчуванням
if nargin<3, error('Не заданий вхідний сигнал !'); end;
if size(x,1)==1; x=x'; end;
N=size(x,1);
if nargin<4, umax=N-1; end;
if umax>N-1, umax=N-1; end;
x1=x;
lambda=2*pi/T; e=exp(-i*lambda*k*(0:size(x,1)-1)');
for u=1:umax+1;
    Bk(u)=sum(x(1:N-u+1).*x1(1:N-u+1).*e(1:N-u+1))/(N-u+1);
    x1=shift(x1,-1,0); %зсуваємо на 1 щоб було (t+u)
end;

```

## В.2.2. Оцінювання параметричної коваріації тестової РКГ

```

function b=compcov(x,T,N,umax,tmax);

%b=compcov(x,T,N,umax,tmax);
%
% Оцінка параметричної коваріації РКГ компонентним методом:
% b(t,u)=Sum(Bk(u)*exp(i*2*pi*k*t/T)
%
% Вхідні параметри:
% x      - РКГ, мусить бути центрованою
% T      - період корельованості, відносний: T/td
% N      - кількість коваріаційних компонентів РКГ для оцінювання
% umax   - максимальний зсув при обчисленні коваріаційної компоненти
РКГ
% tmax   - максимальне значення параметра t (часу)
%
% Вихідні результати:
% b      - матриця параметричної коваріації

% перевірка параметрів та присвоєння значень за замовчуванням
if nargin<5, error('Мало параметрів !'); end;
for k=0:N-1; Bk(k+1,:)=compbk(x,k,T,umax);k, end;
b=zeros(tmax,umax+1);
lambda=2*pi/T;
for k=0:N-1;
    b=b+exp(i*lambda*k*(0:tmax-1))'*Bk(k+1,:);
end;

```

### В.2.3. Оцінювання матсподівання тестової РКГ

```
function m=compmean(x,T,N,tmax);

% m=compmean(x,T,N,tmax);
%
% Оцінка математичного сподівання РКГ компонентним методом:
%   m(t)=Sum(mk*exp(i*2*pi*k*t/T)
%
% Вхідні параметри:
%   x   - РКГ, мусить бути центрованим
%   T   - період корельованості, відносний: T/td
%   N   - кількість компонентів матсподівання РКГ для
оцінювання
%   tmax - максимальне значення параметра t (часу) - довжина
функції матсподівань
% Вихідні результати:
%   m   - функція матсподівання

% перевірка параметрів та присвоєння значень за замовчуванням
if nargin<4, error('Мало параметрів !'); end;
m=zeros(tmax,1);
lambda=2*pi/T;
for k=0:N-1;
    m=m+exp(i*lambda*k*(0:tmax-1))'*compmk(x,k,T);
end;
```

### В.2.4. Оцінювання компонентів матсподівання тестової РКГ

```
function Mk=compmk(x,k,T);

%Mk=compmk(x,k,T);
%
% Оцінка компонентів ПКВП:
%   Mk(u)=Mt{ksi(t)*exp(-i*2*pi*k/T)}
%
% Вхідні параметри:
%   x   - РКГ, мусить бути центрованою
%   k   - номер компоненти матсподівання РКГ
%   T   - період корельованості, відносний: T/td
% Вихідні результати:
%   Mk  - вектор коваріаційного компонента

% перевірка параметрів та присвоєння значень за замовчуванням
if nargin<3, error('Не заданий вхідний сигнал !'); end;
if size(x,1)==1; x=x'; end;
N=size(x,1);
lambda=2*pi/T;
Mk=sum(x.*exp(-i*lambda*k*(0:size(x,1)-1)))/N;
```

## Додаток Г

## Метод визначення вірогідності оцінки спектральної густини потужності нестационарної ритмокардіограми

## Програма CRGNN

```

%
%-----
%Виконується метод визначення вірогідності
%оцінки спектральної густини потужності (PSD)
%нестационарної ритмокардіограми пацієнта,
%коли матмодель - стационарна послідовність (normrnd)
%На практиці застосувати ВСР пацієнта у нормі
%
%-----
%ТЕСТ ПАЦІЄНТА
for k=1:10           %10 реалізацій
  for i=1:256       %256 значень
    %norm(i);
    c(i)=normrnd(0,1);%нормального білого шуму матспдівання 0,
    дисперсія 1
    %c(i)=normrnd(0,1)*sin(2*3.14*i/8);
  end
end
%
%-----
%обмежуючий НЧ фільтр 2-го порядку
[b,a] = butter(2,300/1000);
y = filter(b,a,c);
x=y;
%
%-----
%ОЦІНЮВАННЯ СПЕКТРАЛЬНОЇ ГУСТИНИ ПОТУЖНОСТІ ВСР
%Лог оцінки спектральної густини потужності (PSD) для графіка
ps=psd(x);
ps=log10(ps);
pst=ps';
  for l=1:129
    psc(k,l)=pst(l);
  end

%Оцінка спектральної густини потужності (PSD) для статистики
psl=psd(x);
pst=psl';
  for l=1:32
    psc1(k,l)=pst(l);
  end
end
%
%Графік ансамблю PSD у лог масштабі
psc=psc';

```

```

plot(psc); grid on;% ансамбль PSD, 10 реалізацій по 129 значень
PSD

%
-----
%ОЦІНКА МАТЕМАТИЧНОГО СПОДІВАННЯ PSD
mo=sum(psc1)/10;
%
-----
%ОЦІНЮВАННЯ ДИСПЕРСІЇ PSD
%1)центрування ансамблю
for k=1:10
    for l=1:32
        psm(l)=psc1(k,l);
    end
    pso=psm-mo;          %центрована реалізація PSD
    for l=1:32
        psc(k,l)=pso(l);%ансамбль центрованих реалізацій
    end
end
%2)ансамбль квадратів центрованих значень
for k=1:10
    for l=1:32
        vo(k,l)=psc1(k,l)*psc1(k,l);
    end
end
%
-----
%ОЦІНКА ДИСПЕРСІЇ PSD
vos=(sum(vo))/9; % дисперсія PSD
%
-----
%plot(vos);
%
-----

% ПОРОГИ V ДЛЯ ВИЗНАЧЕННЯ ВІРОГІДНОСТІ Pd ОЦІНКИ PSD ВСР
% при імовірностях помилки Pf[0.1;0.01;0.001]

sd=sum(vos')/32; % дисперсія середньої повної потужності ВСР

sm=sum(mo')/32; % матсподівання середньої повної потужності ВСР

for k=1:3,
    pf=1-(10^(k-1))*0.001;
    v(k)=sqrt(sd)*norminv(pf,0,1)+sm;
end

```

## Додаток Д

**Комп'ютерний експеримент з оцінювання варіабельності серцевої ритміки**

## Програма CRGEXP

```

% Необхідні значення порогів визначені при тестуванні пацієнта:
% програма CRGNN.M, обчислює пороги для імовірностей помилки
% pf 0.1;0.01;0.001)

%Ввести матсподівання і дисперсію ВСР
m=0; d=1.5;
for kk=1:10
for k=1:10 % 10 експериментів

    for i=1:256
    % 256 значень процесу
    cc(i)=normrnd(m,d);
    %cc(i)=normrnd(m,d)*sin(2*3.14*i/8);
    end
% на практиці cc(i) є однією з 10 реалізацій послідовності RR-
інтервалів
%-----
% Обмежуючий НЧ фільтр
[bb,aa] = butter(2,300/1000);
ye = filter(bb,aa,cc);
xe=ye;
%Спектральна густини потужності для статистики
pse=psd(xe);
pset=pse';
for l=1:32
    psce(k,l)=pset(l);
end

end
%plot(psce); % ансамбль PSD (10 експериментів, 32 значень PSD)

%
-----
%ОЦІНКА МАТЕМАТИЧНОГО СПОДІВАННЯ PSD
mse=sum(psce)/10;
%
-----
%ОЦІНЮВАННЯ ДИСПЕРСІЇ PSD
%центрування ансамблю
for k=1:10
    for l=1:32
        pm(l)=psce(k,l);
    end
    po=pm-mse; %центрована реалізація PSD
    for l=1:32
        psc(k,l)=po(l); %ансамбль центрованих реалізацій
    end
end

```



```

end
%ансамбль квадратів центрованих значень
for k=1:10
    for l=1:32
        vc(k,l)=pcc(k,l)*pcc(k,l);
    end
end
%
%ОЦІНКА ДИСПЕРСІЇ PSD
vse=(sum(vc))/9; % дисперсія PSD
%
%plot(vse);
%
mset=mse';
vset=vse';
mpsd=(sum(mset))/32;
vpsd=(sum(vset))/32;
%ВИЗНАЧЕННЯ ВІРОГІДНОСТІ
    for i=1:3,
        pd(i, kk)=normcdf(v(i)-(mpsd+sqrt(vpsd)),0,1);
        rank(pd);
        xx(kk)=mpsd+sqrt(vpsd);
    end
end
semilogy(xx,pd);
grid on;

```