

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: **Метод виявлення евентуальних ритмічних біосигналів  
для систем тривалого моніторингу**

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

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

**163 «Біомедична інженерія»**

(шифр і назва напряму підготовки, спеціальності)

\_\_\_\_\_ **Мислінський В.С.**  
(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

Мислінському Віталію Сергійовичу

(прізвище, ім'я, по батькові)

1. Тема проекту (роботи) Метод виявлення евентуальних ритмічних біосигналів  
для систем 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>Кирич Н.Б., зав. каф. «Менеджмент та адміністрування»</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)

Мислінський В.С.

(прізвище та ініціали)

Керівник проекту (роботи)

(підпис)

Яворська Є.Б.

(прізвище та ініціали)

## АНОТАЦІЯ

Мислінський Віталій Сергійович. Метод виявлення евентуальних ритмічних біосигналів для систем тривалого моніторингу. – Рукопис.

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

Дипломну роботу магістра присвячено розробленню методу виявлення евентуальних ритмічних біосигналів для систем тривалого моніторингу.

Проведено верифікацію програмного забезпечення з метою створення методики метрологічних випробувань систем автоматичного виявлення та аналізу таких сигналів. Це уможливило коректне використання конструктивних методів спектрально-кореляційного аналізу при дослідженні варіабельності евентуальних ритмічних біосигналів.

Ключові слова: евентуальний ритмічний біосигнал, електрокардіосигнал, варіабельність серцевої ритміки.

## ANNOTATION

Myslinskyi V. A method for possible rhythmic biosignals detection 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.

The master's thesis is devoted to the development of a method for detecting possible rhythmic biosignals for long-term monitoring systems.

Software verification has been carried out in order to create a methodology for metrological testing of systems for automatic detection and analysis of such signals. This made possible the correct use of constructive methods of spectral-correlation analysis in the study of the variability of possible rhythmic bio signals.

Keywords: eventual rhythmic biosignal, electrocardiosignal, variability of cardiac rhythm.

## ЗМІСТ

ВСТУП .....	8
РОЗДІЛ 1. СТАН ТА ТЕНДЕНЦІЇ РОЗВИТКУ МЕТОДІВ ТА ЗАСОБІВ ВІЯВЛЕННЯ БІОСИГНАЛІВ .....	11
1.1 Досліджувані сигнали та задачі, що виникають при їх виявленні .....	11
1.2 Методи статистичної теорії вибору рішень при розв'язуванні задач виявлення сигналу за морфологічними ознаками .....	14
1.3. Тестова статистика оптимального виявлення сигналу у спектральному вираженні .....	18
1.4 Компресійний метод оптимального виявлення сигналу .....	19
1.5 Метрологічне нормування розсіяного спектру сигналу .....	20
РОЗДІЛ 2. ЗАСТОСУВАННЯ СТАТИСТИЧНИХ МЕТОДІВ ВИБОРУ РІШЕННЯ ДЛЯ ВІЯВЛЕННЯ ЕВЕНТУАЛЬНИХ РИТМІЧНИХ БІОСИГНАЛІВ ЗА МОРФОЛОГІЧНИМИ ПАРАМЕТРАМИ .....	23
2.1 Спектральне представлення та морфологічні ознаки сигналів .....	23
2.2 Метрологічні аспекти визначення спектру сигналу з варіабельними морфологічними параметрами .....	25
2.3 Вибір оптимального рішення статистичними методами .....	28
2.4 Параметрична оптимізація фільтрів та її критерії .....	31
РОЗДІЛ 3. МЕТОДИ ТА АЛГОРИТМИ ВІЯВЛЕННЯ ЕВЕНТУАЛЬНИХ РИТМІЧНИХ БІОСИГНАЛІВ .....	37
3.1 Вплив мобільного каналу зв'язку на повідомлення про варіабельність серцевого ритму .....	37
3.2 Алгоритм виявлення R-зубців .....	43
3.3. Виявлення моменту розладки .....	51
РОЗДІЛ 4. КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ВІЯВЛЕННЯ ВАРІАБЕЛЬНОСТІ РИТМІКИ, ЦИКЛІЧНОСТІ ТА ЕВЕНТУАЛЬНОСТІ .....	61
4.1 Особливості розроблення методів виявлення евентуальних	

ритмічних біосигналів для систем голтерівського моніторингу .....	61
4.2 Структура фільтру параметрів варіабельності серцевої ритміки .....	62
4.3 Програмне забезпечення комп'ютерного моделювання .....	67
4.4. Оцінювання достовірності алгоритму виявлення нестационарної ВСР .....	67
4.5 Порівняльний аналіз достовірності методів цифрового спектрального аналізу .....	73
РОЗДІЛ 5. СПЕЦІАЛЬНА ЧАСТИНА .....	75
5.1 Метрологічне забезпечення медико-біологічних досліджень кардіографічного сигналу .....	75
5.2 Обґрунтування вибору прикладного забезпечення для розв'язування наукової задачі .....	78
5.3 Висновки до розділу 5 .....	82
РОЗДІЛ 6. ОБґРУНТУВАННЯ ЕКОНОМІЧНОЇ ЕФЕКТИВНОСТІ .....	84
6.1 Науково-технічна актуальність науково-дослідної роботи ..	84
6.2 Розрахунок витрат на проведення науково-дослідної роботи	85
6.3 Науково-технічна ефективність науково-дослідної роботи .....	91
6.4 Висновок до розділу 6 .....	95
РОЗДІЛ 7. ОХОРОНА ПРАЦІ ТА БЕЗПЕКА В НАДЗВИЧАЙНИХ СИТУАЦІЯХ .....	96
7.1 Охорона праці .....	96
7.2 Безпека в надзвичайних ситуаціях.....	97
7.3 Висновок до розділу 7 .....	100
РОЗДІЛ 8. ЕКОЛОГІЯ .....	101
ВИСНОВКИ.....	105
СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ.....	107
ДОДАТКИ.....	110

## ВСТУП

Актуальність теми. Проблема виявлення сигналу вирішується шляхом математичного моделювання суміші сигналу та шуму, побудови в рамках цієї моделі виразів статистики виявлення та характеристик його вірогідності. При цьому знайшли широке і обґрунтоване застосування математичні моделі (представлення) сигналу та шуму у вигляді лінійних форм в експоненціальних базисах (спектри). Засадничими при цьому вважаються припущення скінченності енергій (чи потужностей) сигналу та шуму, інваріантність до зсуву у часові їх представлень (стаціонарність), еквівалентність (перпендикулярність) розподілів апостеріорних умовних імовірностей (правдоподібностей). Зокрема, такими є нормальні розподіли, вони виражаються через автокореляційні або взаємнокореляційні функції, вирази статистик виявлення та характеристик його вірогідності виражаються через спектри в експоненціальних базисах — власних функціях кореляційних операторів.

Біосигнали мають свої особливості. Зокрема, вони здебільшого мають варіабельний евентуальний, циклічний чи ритмічний характер, тобто є нестаціонарними. Це є причиною зменшення або вірогідності виявлення, розпізнавання норм чи патологій таких біосигналів, або ефективності відповідних засобів за вартісним та іншими експлуатаційними критеріями.

У дипломній роботі досліджуються моделі варіабельних евентуальних (електроретиносигнал), циклічних (QRS-комплекс електрокардіосигналу) та ритмічних (послідовність R-зубців електрокардіосигналу), призначені для побудови методів ефективного та вірогідного їх виявлення.

Наведені аргументи вказують на актуальність теми дипломної роботи магістра

Мета і задачі дослідження. *Метою дослідження* є розроблення методу виявлення евентуальних ритмічних біосигналів для систем тривалого моніторингу.

Досягнення цієї мети вимагає розв'язання таких задач:



а) обґрунтування інформативних ознак виявлення евентуальних ритмічних біосигналів на базі математичної моделі у вигляді періодично корельованого випадкового процесу;

б) розроблення тестів для нових методів виявлення евентуальних ритмічних біосигналів;

в) побудова методики оцінювання достовірності виявлення періодичної нестационарності варіабельних біосигналів;

г) верифікація програмного забезпечення з метою створення методики метрологічних випробувань систем автоматичного виявлення та аналізу евентуальних ритмічних біосигналів

*Об'єкт дослідження:* процес виявлення евентуальних ритмічних біосигналів

*Предмет дослідження:* метод оцінювання параметрів евентуальних ритмічних біосигналів.

*Методи дослідження* побудовано на базі енергетичної теорії стохастичних сигналів (ЕТСС), зокрема подання періодично корельованого випадкового процесу для обґрунтування математичної моделі евентуальних ритмічних біосигналів і методів оцінювання його параметрів. Для програмної реалізації алгоритмів опрацювання використано пакет прикладних програм MATLAB..

Наукова новизна отриманих результатів. Евентуальні ритмічні (варіабельні) біосигнали у системах медичної діагностики представлено періодично корельованими, слабкоперіодичними випадковими послідовностями та процесами. Розроблено нові методи виявлення варіабельних біосигналів та методики оцінювання достовірності їх виявлення. Проведено верифікацію програмного забезпечення з метою створення методики метрологічних випробувань систем автоматичного виявлення та аналізу таких сигналів.

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

## СТАН ТА ТЕНДЕНЦІЇ РОЗВИТКУ МЕТОДІВ ТА ЗАСОБІВ

### ВИЯВЛЕННЯ БІОСИГНАЛІВ

#### 1.1 Досліджувані сигнали та задачі, що виникають при їх виявленні

Біосигналом вважається змінна у часові фізична величина властива живому об'єктові (біооб'єктові), яка спостерігається і є інформативною для спостерігача. Під інформативністю розуміється апріорне знання зв'язку між морфологічними ознаками біосигналу та фазами стану самого біооб'єкту. Морфологічними ознаками вважаються множини: координат точок графіку біосигналу; відрізки, що шукаються за цими координатами; площі підграфіків тощо. Вибір морфологічних ознак конкретного біосигналу (електрокардіосигналу, викликаного світловим подразненням потенціалу на сітківці ока, пульсової хвилі тощо) залежить від наявності їх біомедичної інтерперетовності, яка встановлена біомедичною практикою.

Ознаки евентуальності, циклічності чи ритмічності проявляються залежно від тривалості часу спостереження біосигналу. Наприклад, при спостереженні на малому відрізку часу електрокардіосигналу (ЕКС) можна зауважити появу на цьому відрізку характерного зубця великої амплітуди (R-зубця, рис.1.1, а). Його поява пов'язана з певною фазою роботи серця, подією (з *лат. event* — подія). Зі збільшенням тривалості повторень спостереження зауважується сукупність різних зубців (наприклад, QRS- комплекс, рис. 1.1, б) — цикл (з *грец. κυκλος* — коло, сукупність взаємопов'язаних подій). Коли при досить тривалому спостереженні сигналу евентуальні чи циклічні ділянки повторюються (рис. 1.1, в), то матимемо ритмічний сигнал (з *грец. ρυθμος* — повторення, розмірене чергування подій). Коли повторення відбуваються через рівні проміжки часу, то такий сигнал є періодичним (з *грец. περιόδος*).

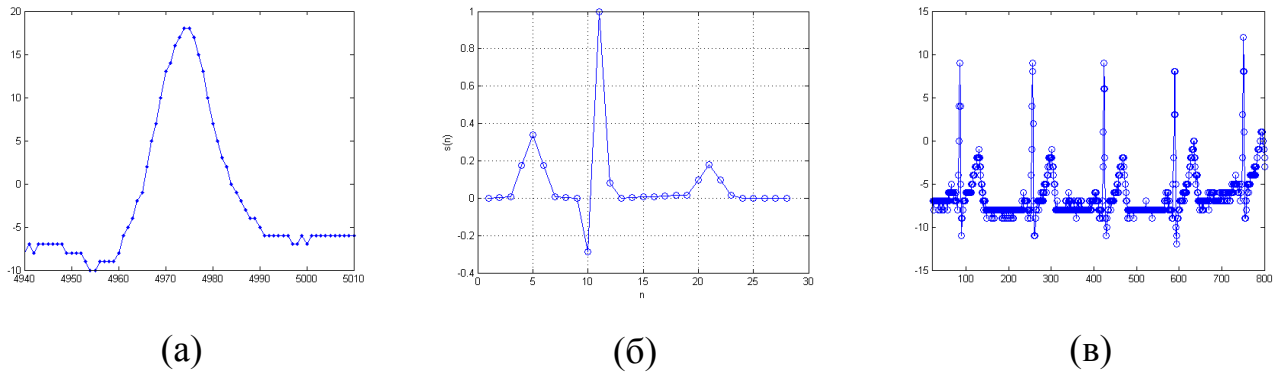


Рис. 1.1. Евентуальний, циклічний та ритмічний сигнал (електрокардіосигнал)

Математичною моделлю сигналу вважався об'єкт математики, який містить відповідники всім ознакам сигналу, необхідні для розв'язування поставлених задач, уможлиблює побудову методів розв'язування, оцінювання його точності та метрологічного випробування. Такими об'єктами є функції, у тому числі стохастичні (випадкові процеси). На рис.1 (а) наведено результат АЦП R-зубця ЕКС, а на рис.1 (б) — результат його математичного моделювання (наближення) поліномами. Видно, що адекватність математичної моделі до сигналу не завжди буде повною. Це призводить до виникнення похибки моделювання, оскільки на біосигнал впливають різноманітні фактори — фізіологічні, технічні тощо. Отже, існує задача виявлення моменту часу появи зміни характеристик чи параметрів сигналу для встановлення адекватної йому математичної моделі.

Біооб'єкт є динамічним, постійно адаптується до зовнішніх та внутрішніх подразнень, тому морфологічні ознаки біосигналу є варіабельними. Усі фактори при змінних зовнішніх і внутрішніх умовах призводять до нестационарних впливів на ритм серця. Така нестационарність механізмів регуляції викликана стресами або функціональними пробами і викликає перехідні процеси адаптації серцевого ритму, що призводять до нестационарності варіабельності сигналу – варіабельності серцевої ритміки (ВСР), яка може бути зникаючою, еволютивною або періодичною із зміною у часі дисперсії, математичного сподівання і т.д. [1]. На рис. 1.2 наведено ритмокардіосигнал (РКС) — послідовність з 50-ти RR-інтервалів ЕКС, на якій

зауважується майже періодичність (дихальна ВСП) стохастичної ритмічності РКС.

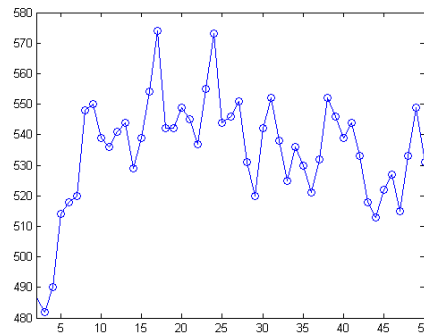
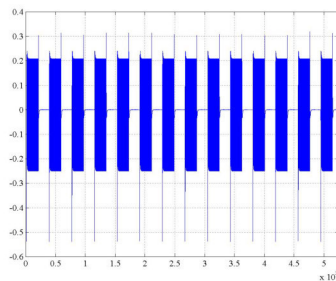
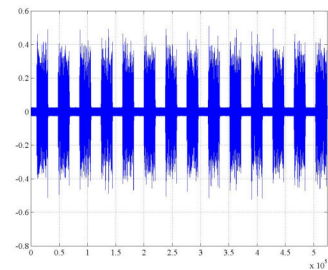


Рис. 1.2. Майже періодичність стохастичної ритмічності РКС (вісь абсцис — кількість відліків ЕКС, період дискретизації 692 Гц)

При віддаленому моніторингу повідомлення про параметр сигналу при передачі необхідно закодувати з метою забезпечення потрібної якості передачі. На рис. 1.3 наведено вигляд переданого та прийнятого коду РКС (послідовності RR- інтервалів) — послідовності тональних імпульсів (частота гармонічного наповнення 1000 Гц, період повторення відповідає довжинам RR-інтервалів).



(а)



(б)

Рис. 1.3. Графіки переданого та прийнятого коду RR-інтервалу (система зв'язку з протоколом GSM-900)

На рис. 1.4 наведено графіки РКС, отриманих після декодування: низькочастотної фільтрації тональних імпульсів та визначення довжин періодів їх повторення (RR- інтервалів за програмою, наведеною у Додатку А3).

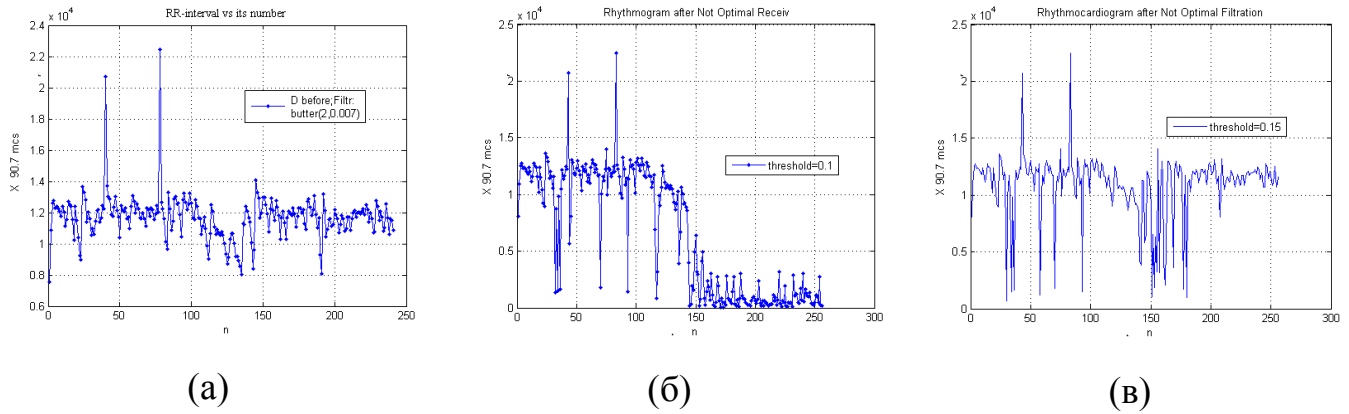


Рис. 1.4. Графіки РКС отримані: (а) — коду РКС до передачі його через канал мобільного зв'язку; (б, в) — з прийнятого коду при неоптимальному прийомі та різних порогах визначення значень RR-інтервалів

З графіків рис. 1.4 видно, що автоматичне виявлення біосигналу з варіабельністю морфологічних параметрів є складною задачею. Її формалізація повинна опиратися на стохастичність моделі біосигналу, що ускладнює як формулювання задач виявлення, так і побудову методів виявлення [2, 3]. Виникають задачі оптимізації прийому переданого через мобільний канал телефонного зв'язку повідомлення про морфологічний параметр сигналу, оптимізації визначення морфологічних параметрів ритмічного сигналу, його евентуальних та циклічних частин (наприклад, R- зубців).

Результати дослідження ЕКС застосовні для інших біосигналів з точністю до похибки їх моделювання [4].

## 1.2 Методи статистичної теорії вибору рішень при розв'язуванні задач виявлення сигналу за морфологічними ознаками

Підґрунтям для автоматизації виявлення сигналів за їх морфологічними ознаками обрано методи статистичної теорії вибору рішення. Це обґрунтовується з одного боку високою інтерпретаційною здатністю цих методів (що цінно для практики), а з другого боку — строгістю їх формалізації (що забезпечує оцінювання їх граничних можливостей, імовірностей вірогідності їх результатів та імовірностей помилки). Застосовано методи

статистичної теорії оптимального вибору рішення, які базуються на байєсівській концепції з теорії імовірностей, евристичному критерію середнього ризику, методі максимальної правдоподібності. Зокрема, було встановлено інженерні ознаки виявлення — існування та визначення спектральної густини раціональною функцією [5, 6].

1.2.1 Загальні положення. Припущення, що зміни спостережуваної біофізичної величини  $x(t)$

$$x(t) = F\{s(t), \xi(t)\}, \quad (1.1)$$

де  $F\{\cdot\}$  — оператор взаємодії сигналу  $s(t)$  та шуму, завад  $\xi(t)$  мінімально спотворені системами сенсорів, перетворювачів, підсилювачами і т.п., значення логарифму відношення потужності сигналу до потужності шуму ( $SNR$ ) більші за нуль приводять до формулювання задачі виявлення сигналу  $s(t)$  у спостереженні (1.1) шляхом вибору однієї з гіпотез  $H$

$$\begin{aligned} H_0 : x(t) &= \xi(t) \\ H_{\gamma'} : x(t) &= s(t) + \xi(t), \quad \gamma < \gamma' \end{aligned} \quad (1.2)$$

де  $\gamma' = S_i'^2$  — гіпотетичне, а  $\gamma$  — порогове значення  $SNR$ ,  $S'$  — енергія сигналу. Вона підпадає під постановку задачі оптимального виявлення (екстремальної задачі) [7, 8].

За відомих кореляційних функцій сигналу та шуму задача виявлення сигналу (а) розв'язується методами кореляційного прийому чи узгодженої фільтрації і зводиться до визначення значення тестової статистики та її порівняння зі значенням встановленого порогу тощо [5, 6] Якщо вибрано гіпотезу  $H_1$ , то розв'язуємо задача виділення сигналу (б) (наприклад, методами оптимальної фільтрації), а тоді — задачі оцінювання параметрів сигналу (в — спектральний аналіз, фільтрація) та прикінцева задача — розпізнавання, класифікації. Звідси видно, що задачі (а-в) формулюються у поняттях спектру.

Можливість виявлення випадкових сигналів існує, якщо встановлено еквівалентність (перпендикулярність) їх умовних розподілів. З врахуванням позначень, прийнятих у функціональному аналізі, у гільбертових просторах функціонал відношення правдоподібності (ФВП, likelihood ratio) для гаусових розподілів імовірностей набирає вигляду

$$l(x | H_*) = \frac{(d, q)_h^{\frac{1}{2}}}{\sqrt{2\pi} \|d\|_h} e^{-\frac{(x - \alpha)^2 (d, q)_h}{2(d, d)_h}} \quad (1.3)$$

де  $(\cdot, \cdot)_h$  — скалярний добуток, відповідно означений у гільбертовому просторі  $h$  функцій-моделей сигналу та шуму  $d \in D$ ,  $q \in Q$ ; підпростори сигналу та шуму  $D, Q \subset h$  тоді ортогональні,  $D \cap Q = \emptyset$ ;  $d$  — представлення сигналу,  $q$  — представлення шуму;  $\alpha$  — коефіцієнти лінійної форми — представлення сигналу,  $H_*$  — відповідні гіпотези [8].

При відборі складних сигналів відомої структури з відомими параметрами а) спеціально забезпечується когерентність відбору його окремих відрізків та б) зменшується вплив дестабілізуючих сигнал факторів, опираючись на байєсівську модель статистичної теорії рішень, коли функції розподілу імовірностей значень параметрів апріорно відомі. Розроблено низку методів, структур та алгоритмів, які застосовні для відбору сигналів. Вони стійкі (інваріантні) до імовірності  $P_d$  їх виявлення

$$P_d = 1 - \Phi\left(\frac{v - M_1}{\sqrt{D_1}}\right) \quad (1.4)$$

де  $\Phi(\bullet) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\bullet} e^{-\frac{u^2}{2}} du$  — інтеграл імовірності;  $M_1$ ,  $D_1$  — математичне сподівання та дисперсія випадкової величини, що є аргументом функції розподілів імовірностей її значень, отриманої з представлення суміші (1.1) для



гіпотези  $H_{\gamma}$ . Імовірність помилкового виявлення задається з міркувань практики і визначається за виразом

$$P_f = 1 - \Phi\left(\frac{v - M_0}{\sqrt{D_0}}\right), \quad (1.5)$$

де  $M_0$ ,  $D_0$  — математичне сподівання та дисперсія випадкової величини, що є аргументом функції розподілів імовірностей її значень, отриманої з представлення суміші (1.1) для гіпотези  $H_0$ . Звідси визначається поріг для статистики виявлення

$$v = \sqrt{D_0} \Phi^{-1}(1 - P_f) + M_0, \quad (1.6)$$

У випадку гаусових функцій розподілів імовірностей теоретично коректні та практично конструктивні статистики виявлення сигналу отримано шляхом побудови опуклих функціоналів в рамках спектрально-кореляційної теорії. Одним з конструктивних аргументів є відношення потужностей сигналу до шуму (1.2). Показником ефективності виявлення сигналу є сім'я функцій

$$P_d = f(SNR) \Big|_{P_f}, \quad \text{де } P_f \text{ — різні значення імовірності помилки [7, 8].}$$

Випадок відомої структури і апріорно невідомих параметрів. Застосуванням марківської випадкової структурованості розширено область застосування спектрально-кореляційної теорії. Зокрема, розроблено оптимальні та адаптивні до спектральної структури сигналів методи їх виявлення [9].

Коли не всі параметри відомі, потрібних значень  $P_d$  досягають підбором локальних ділянок аналізу та параметричною адаптацією алгоритмів й апаратури методами, розробленими на базі стаціонарної моделі радіосигналу та завад, застосовуючи: а) гребінки вузькосмугових фільтрів (банки фільтрів) та

статистики (кумулянти) вищих порядків [10]; б) спеціальне стиснення частотного діапазону та статистики другого порядку [11].

Відоме застосування нестационарних (циклостационарних) моделей сигналів, що уможливорює застосування статистик другого порядку [10]. Крім цього, перераховані методи взаємно комбінують (системи з штучним інтелектом) для збільшення відповідного відношення сигнал/шум у широкій смузі частот [12].

Усі ці методи забезпечують виявлення з потрібним значенням  $P_d$  за рахунок великих матеріальних затрат є складнішими у сенсі Колмогорова-Соломона [13].

### 1.3 Тестова статистика оптимального виявлення сигналу у спектральному вираженні

Оскільки спектральні зображення мають фундаментальне значення при виявленні сигналів [5, 6], то при їх застосуванні до виявлення сигналу за морфологічними ознаками, зокрема, до побудови ФВП, поняття спектру та методи його визначення потребували відповідної систематизації, зокрема, з врахуванням уможливлення оптимального виявлення сигналу за такими ознаками.

1.3.1 Методи спектрального аналізу. Математичні методи класичного спектрального аналізу базуються на постулаті нехтовно малих кореляційних зв'язків між спектральними складовими. Проте, обчислювальні та фізичні методи його втілення потрібно спеціально вибирати чи налаштувати для забезпечення оптимального виявлення сигналу у шумах — врахувати невідомий момент появи сигналу, його тривалість, спектральну структуру тощо [14]. Це приводить до появи взаємно суперечливих вимог до аналізу: водночас його високої роздільної здатності, широкого динамічного діапазону, оптимального розбиття (декомпозиції) спектру на сигнальну та шумову частини (це необхідно для визначення тестової статистики виявлення та оцінки його достовірності).

Обчислювальні методи поділяють на непараметричні і параметричні — за типом покладеної в їх основу екстремальної задачі. Для узгодження математичної моделі сигналу з умовами та методом аналізу застосовується попередня обробка сигналу.

Застосування непараметричного спектрального аналізу ефективно за умови стаціонарності сигналу, коли відомі початок аналізу та тривалість сигналу. Інакше виникає проблема визначення значень сигналу, кількості його відліків для забезпечення потрібної роздільної здатності, точності та статистичної стійкості спектрального аналізу.

В основу побудови параметричних методів спектрального аналізу покладено модель утворення певного спектру з широкосмугового шуму за допомогою фільтру з відповідною характеристикою [14].

Обчислювальні та фізичні методи визначення спектру еквівалентні за їх відношенням до базового поняття спектру. Проте, при їх застосуванні до виявлення сигналу за морфологічними параметрами їх інтерпретація, крім базових понять, повинна охоплювати й особливості — врахування широкосмуговості, високої роздільної здатності, невизначеності тривалості та початку аналізу.

#### 1.4 Компресійний метод оптимального виявлення сигналу

Для виявлення біосигналу з певними морфологічними параметрами необхідні апріорні відомості про вигляд спектру, характеристики та параметри часової структури спектру (зокрема, кореляційні зв'язки між гармоніками).

Факт присутності очікуваного сигналу  $s(t)$  визначають за проекцією на нього прийнятого сигналу  $x_0(t)$ .

Відомий метод оптимального прийому суміші детермінованого сигналу з випадковою фазою та зафарбованого гаусового шуму з кореляційним приймачем чи узгодженим фільтром поширено на виявлення складного сигналу через застосування локальної оптимальності, компресію частотного діапазону і побудову функції правдоподібності з врахуванням кореляційних зв'язків.

Порівнянням тестової статистики з порогом  $\nu$ , величина якого встановлюється залежно від заданої імовірності марної тривоги  $P_f$ , функційний простір з представленням (1.7) сигналу та шуму розділяється на підпростори гіперплощиною [8]. Цим досягається максимальне значення імовірності виявлення  $P_d$  при малих значеннях  $SNR$ . При цьому  $SNR$  задає імовірність виявлення  $P_d$  сигналу і виражається через скалярний добуток  $(x_0, q)$ . Отже, збільшення  $P_d$  досягається стиском частотного діапазону та гребінчастою фільтрацією) і врахуванням некогерентності.

У випадках некорельованості сигналу і шуму чи вузькосмугових радіосигналів функція правдоподібності будується за спектральною моделлю [5, 6]. Тоді виявлення відбувається на основі результатів спектрального аналізу, що дозволяє побудувати технічно ефективні системи виявлення. Однак, спектральна модель, у якій враховано часову (фазову) структуру спектру у цілій смузі його розсіювання, для задачі виявлення сигналу за морфологічними параметрами не розглядалася.

### 1.5 Метрологічне нормування розсіяного спектру сигналу

Спектральні характеристики, що застосовують у галузі аналізу ВСР, встановлено експериментально, за методикою теорії подібності, за аналогіями з характеристиками, що застосовувалися у техніці зв'язку, радіолокації тощо [4].

Оскільки ЕКС є складним сигналом, то для означення його спектральних характеристик застосовні відповідні поняття поточного

$$\alpha(j\lambda, t) = \int_T s(t_1) e^{-j\lambda t_1} dt_1,$$

де  $T \in -\infty, t$ , та миттєвого

$$\alpha_{\Delta T}(j\lambda, t) = \int_T s(t_1) e^{-j\lambda t_1} dt_1,$$

де  $T \in t - \Delta T, t$ , спектрів [23], а інтегрування виконується з врахуванням часу існування ЕКС:  $T \in (t_{min}, t_{max}]$ . З практичних міркувань застосовують такий варіант останнього виразу

$$\alpha_{\Delta T}(j\lambda, t) = \int_T g_e(t_1 - t) s(t_1) e^{-j\lambda t_1} dt_1.$$

При виборі таких спектральних характеристик за метрологічні для застосування до ЕКС потрібно мати апіорні, регламентовані стандартом, дані —  $T, t_{min}, t_{max}, \Delta T, g_e$ .

З міркувань врахування локальних властивостей сигналу введено поняття активного спектру, який формує певну частину сигналу:

$$s_{\Delta}(t - \tau_{\phi}) = \frac{1}{\pi} \int_{\lambda_1(t)}^{\lambda_2(t)} \alpha(j\lambda, t) e^{j\lambda(t - \tau_{\phi})} d\lambda$$

де  $\lambda_1(t), \lambda_2(t)$  — верхня та нижня частоти активної частини спектру в момент часу  $t$ ,  $\tau_{\phi}$  — час затримки смугового фільтру зі змінною смугою пропускання.

Для практики виявився вигідним інший варіант останнього виразу

$$s_{\Delta}(t - \tau_{\phi}) = \lim_{\Lambda \rightarrow \infty} \frac{1}{\pi} \int_0^{\Lambda} G_e(\lambda, t) \alpha(j\lambda, t) e^{j\lambda(t - \tau_{\phi})} d\lambda$$

Якщо параметри цих виразів невідомі, то будують пошукові, параметрично-адаптивні алгоритми аналізу радіохвиль з корекцією моделей та параметрів, за якими визначаються спектри, оптимальні за критерієм, побудованим з використанням відомостей про ці структури та параметри. Для

виявлення сигналів розсіяних по частотному діапазону спектральний аналіз за такими методами утруднений, бо обмеження часових, апаратних та інших ресурсів не дозволяють ефективно будувати процедури пошуку та адаптації. Це спонукає до аналізу та узагальнення ролі спектральних характеристик у мобільному, голтерівському телемоніторингу ЕКС як відповідних характеристик функцій, що є його моделями.

На практиці ж властивості прийнятого ЕКС можуть не задовольняти аксіом простору функцій, якому належить функція- модель ЕКС. Тому перед спектральним аналізом прийняті радіосигнал попередньо обробляють для надання йому потрібних властивостей, але з мінімальними втратами його енергії (інформації).

З метою створення методик та побудови алгоритмів цифрового аналізу ЕКС насамперед потрібен фізично змістовний інваріант згаданих ізоморфних перетворень — метрика. Вона визначається через норму простору. З міркувань практичності, конструктивності та енергетичної інтерпретації як норму в ЕТСС [4, 15] застосовують білінійну форму.

Процедура відбору, передачі ЕКС, спотворення у каналі радіосигналу впливають на отриманий ЕКС. Вперше результати дослідження подібних явищ застосовано для демодуляторів телевимірювальних систем [25]. Ця проблема досліджувалася також для обробки сигналу цифровим рекурсивним колом (смуговими високодобротними цифровими фільтрами) при оцінюванні спектральних характеристик тональних сигналів. Їх компонентна, складна структура та феномен несинхронності застосовані при побудові періодично - корельованого процесу — моделі похибки обробки [26]. Задачі оцінювання спектральних компонент, застосування такого спектру при розпізнаванні періодично корельованого сигналу розв'язані [3, 27].

## РОЗДІЛ 2

### ЗАСТОСУВАННЯ СТАТИСТИЧНИХ МЕТОДІВ ВИБОРУ РІШЕННЯ ДЛЯ ВИЯВЛЕННЯ ЕВЕНТУАЛЬНИХ РИТМІЧНИХ БІОСИГНАЛІВ ЗА МОРФОЛОГІЧНИМИ ПАРАМЕТРАМИ

#### 2.1 Спектральне представлення та морфологічні ознаки сигналів

Поєднання понять спектр та морфологічні ознаки біосигналів вимагало такого означення спектру, яке допускає моделювання процесів відбору еквідистантних значень евентуальних, циклічних чи ритмічних біосигналів та визначення їх морфологічних параметрів операторами, що мають спільну лінійним оператором зсуву систему власних функцій. Тоді практично визначені морфологічні параметри цих сигналів матимуть мінімальну похибку. Спектр тоді визначається за допомогою індикатора на множині відліків сигналу [29]. Це уможливило застосування й розширення відомих науково обґрунтованих припущень про властивості спектральної структури інформаційного сигналу, зокрема, принципу гармонізованості сигналу (скінченної енергії чи потужності — Є. Гладішев, Л. Гудзенко, Я.П. Драган, В.О. Омельченко, Є. Слущкий, І.М. Яворський, E.L. Franks, W.A. Gardner, H.L. Hurd та ін. [3, 15, 27]).

Поняття скінченності (фінітності) та впорядкованості спектру трансформовано в поняття зліченності множини його частот у теорії квазі та майже періодичних функцій, які введено для розв'язування деяких класів диференціальних рівнянь [28].

2.1.1 Зображення сигналів у гільбертовому просторі [3, 15]. Випадковий процес  $\xi(t), t \in R$  з періодично стаціонарними характеристиками, заданий на дійсній осі, чи  $\xi(t, \omega), t \in T \subset R$  (заданий ансамблем на відрізку часу), де  $\omega \in \Omega$  — індекс елемента множини реалізацій (ансамблю), вважатимемо слабо періодичним. Вони мають зображення

$$\xi(t) = \int_{\Lambda} \exp(j\lambda t) Z_{\xi}(d\lambda),$$

де  $Z_\xi(d\lambda)$  — випадкова міра,  $j = \sqrt{-1}$ . Процеси, що мають таке зображення, гармонізовані. Така форма зображення випадкового процесу отримана при умові, що  $\xi(t) = U^t \xi(0)$ , де  $U^t$  — оператор зсуву, а  $\xi(0)$  — деяка «початкова» випадкова величина. За розкладом М. Стоуна оператора зсуву (він є унітарним оператором)  $U^t = \int_{\Lambda} \exp(j\lambda t) \Pi(d\lambda)$ . Тому  $Z_\xi(d\lambda) = \Pi(d\lambda) \xi(0)$ , де  $\Pi$  — оператор проектування.

Кореляційна функція гармонізованого процесу

$$R(t, s) = M(\xi^0(t) \overline{\xi^0(s)}) = \iint_{\Lambda \times \Lambda} \exp j(\lambda s - \mu t) F_\xi(d\lambda, d\mu),$$

де  $\xi^0(t) = \xi(t) - M\xi(t)$ , риска означає комплексну спряженість, а  $F_\xi(d\lambda, d\mu) = M(Z(d\lambda) \overline{Z(d\mu)})$  — спектральна біміра.  $M$  — оператор математичного сподівання. Розгляд випадкового процесу у гільбертовому просторі випадкових величин  $\xi(\cdot, \omega) \in L_0^2(\Omega, P_\xi)$  приводить до іншого означення його кореляційної функції

$$R(t, s) = E(\xi^0(t, \omega_1) \overline{\xi^0(s, \omega_2)}) = \iint_{\Lambda \times \Lambda} \exp j(\lambda s - \mu t) E(Z_\xi(d\lambda, \omega_1) \overline{Z_\xi(d\mu, \omega_2)})$$

через оператор математичного сподівання  $E = \int_{\Omega} \cdot P(d\omega)$ , де  $P(d\omega)$  — імовірнісна міра,  $Z(\cdot, \omega)$  — випадкові міри реалізацій. Оскільки це кореляційні функції одного і того ж процесу, то отримуємо взаємно однозначну відповідність (ізоморфізм) просторів

$$L^2(\Lambda, F_\xi) \xleftrightarrow{J} L_0^2(\Omega, P_\xi).$$

Ізоморфізм гільбертового простору функцій і гільбертового простору над гільбертовим простором уможлиблює отримання розкладу слабко періодичного



сигналу у вигляді лінійних форм. Це можливо, коли кореляційний оператор унітарний.

Кореляційний оператор гармонізованого процесу може бути й ермітовим. Це утруднення при пошуку базису для розкладу потужності усунуто через застосування оснащеного гільбертового простору. При цьому умова скінченності накладається й на спектральну міру, а її конструктивність забезпечується вимогою її ергодичності. В ЕТСС це питання вирішується таким означенням ергодичності

$$Pr\left\{\left(\xi^0(t+\tau), \overline{\xi^0(t)}\right)_{L_0^2(\Lambda, P)} = M_t(\xi^0(t+\tau)\overline{\xi^0(t)})\right\} = 1$$

Для слабо періодичних функцій в гільбертових просторах отримано низку статистик для спектрального аналізу — фільтрову, синфазну, компонентну. Оптимальність їх практичного застосування залежить від морфологічних параметрів біосигналів.

2.2 Метрологічні аспекти визначення спектру сигналу з варіабельними морфологічними параметрами [31]

Наявність повторюваності морфологічних параметрів сигналу в часі уможливають появу інваріантності до зсуву їх у часі. У практичному застосуванні цієї теорії при варіабельності параметрів сигналів виникають суперечливості. Наприклад, у теорії імовірності, в рамках якої будуються описи неоднозначних результатів вимірювань параметрів, виникає поняття ансамблю — охопленої одним поняттям множини реєстрограм (записів) сигналу  $\xi(t, \omega)$ ,  $\omega \in \Omega$ ,  $t \in T$ , де  $\Omega$  — невпорядкована множина номерів реєстрограм,  $T$  — відрізок часу. Насправді експериментатор має справу найчастіше з однією реєстрограмою, сучасні методи і потреби експерименту взагалі не дають можливості мати ансамблі реєстрограм. Виникає задача обґрунтування та побудови ансамблю за одним спостереженням, чи навіть під час нього:  $\xi(t) \mapsto \xi(t, \omega)$ .

Якщо усереднювати виміри у часі (оператор усереднення  $M_t$ ), то середні значення можуть бути випадковими. Якщо ж здійснювати усереднення за ансамблем (оператор усереднення  $E$ ), то виникає задача встановлення відповідності  $M_t \mapsto E$ . Задачу можна трактувати в імовірнісному сенсі  $\text{prob}\{M_t = E\} = 1$ . Можливі й інші трактування, наприклад, у середньоквадратичному сенсі. Все залежить від адекватної трактовці біофізичної інтерпретації. Уможливити обґрунтування відповідності  $M_t \mapsto E$  можна на базі поняття дисперсії:

$$d(t) = E \left| \overset{\circ}{\xi}(t, \omega) \right|^2, \quad \overset{\circ}{\xi} = \xi - m_\xi, \quad m_\xi = E\xi.$$

Якщо  $d(t) = \text{const}$ , то похибка визначення морфологічних параметрів сигналу за його спектром є стаціонарною. Для нестаціонарних сигналів це не так. Для аналізу нестаціонарних сигналів можна застосувати методи, побудовані на припущенні стаціонарних властивостей на певних часових відрізках. Тоді виникає потреба у визначенні цих відрізків. Насамперед зауважуємо конструктивність принципу лінійності, що лежатиме в основі методів та засобів для експерименту. Для цього випадку досить теорії другого порядку.

Тоді  $r(t, s) = R(t - s) = \int_{\mathbb{R}} e^{i(t-s)\lambda} S d(\lambda)$ , а процес має зображення

$$\xi(t, \omega) = \int_{\Lambda} e^{it\lambda} Z(d\lambda, \omega).$$

Тут інтеграли розуміємо не в поширеному розумінні за

Ріманом), а за мірою — в розумінні Лебега, Стільтьєса. У наведених формулах  $EZ(A, \omega)\overline{Z(B, \omega)} = S(A \cap B)$ . Тоді подвійний інтеграл стає одинарним, а гармоніки — некорельованими. Виникає можливість розкладу процесу на некорельовані гармоніки. Вся теорія оптимальних (Вінера - Колмогорова, Калмана Б'юсі і т.п.) опрацювань сигналів будується на цьому.

Для нестационарних процесів Блан -Лап'єром, Форте було запропоновано їх опрацювання у сенсі Гельмгольца — система фільтрів щось виділить, а потім цей результат потрібно досліджувати за властивостями  $r(t, s) = \iint_{\Lambda^2} e^{i(t\lambda - s\mu)} F(d\lambda, d\mu)$ . Звідси випливає необхідність вивчення

властивостей  $F(d\lambda, d\mu)$  — випадкової біміри.

Введемо умову  $r(t + T, s + T) = r(t, s)$ , де  $T$  — фіксоване число. Таку умову розглядали вперше — Коронкевич, а також Колмогоров, Яглом, Френкс. Для стаціонарних процесів  $F(d\lambda, d\mu)$  має вигляд «діагоналі» множини. Процеси з такою властивістю названо періодично корельованими. Подальший розвиток такого погляду спричинив певне завершення його оформлення у вигляді енергетичної теорії сигналів та систем — ЕТСС. В її рамках розглядають два класи процесів: клас  $\varepsilon$  процесів скінченої енергії, та клас  $\pi$  — скінченої потужності.

Якщо за ядро оператора взяти автокореляційну функцію, то матимемо кореляційний оператор  $(Rf)(t, s) = \int r(t, s)f(s)ds$ . За теоремою Мерсера

$$r(t, s) = \sum_k \lambda_k \varphi_k(t) \overline{\varphi_k(s)}, \quad (\varphi_k(t), \varphi_j(t)) = \int \varphi_k(t) \varphi_j(t) d(t) = \delta_{kj}, \quad \|\varphi\|_{L^2} = \int |\varphi_k|^2 dt = 1$$

Тоді процес подається у вигляді розкладу  $\xi(t) = \sum_k \zeta_k \lambda_k^{\frac{1}{2}} \varphi_k(t)$ . Тут  $\varphi_k(t)$  — власні функції кореляційного оператора,  $\lambda_k$  — власні числа:  $R(\varphi_k)(t) = \lambda_k \varphi_k(t)$ . Якщо  $\int |r(t, t)| dt < \infty$ , то кореляційний оператор є ядерним оператором. Ядерний оператор є оператором Гільберта - Шмідта:  $\int |r(t, s)|^2 dt ds < \infty$ . За властивостями значень  $r(t, t) \equiv d(t)$  розрізнятимемо класи процесів.

Клас  $\varepsilon$  (процесів з обмеженою енергією) означено за такою властивістю:  $\int r(t, t) dt < \infty$ . Можливі випадки для розкладів процесу у цьому класі [31]:

а)  $\zeta_k$  — некорельовані,  $\varphi_k$  — ортогональні.

б)  $\zeta_k$  — корельовані,  $\psi_k$  — ортогональні. Для періодично корельованих процесів  $r(t, s) = \sum_{k,j} c_{kj} \psi_k(t) \psi_j(s)$ , де  $(\psi_k(t), \psi_j(t)) = \delta_{kj}$ ,  $E\zeta_k(\omega)\zeta_j(\omega) = c_{kj}$ ,

розклад процесу має вигляд  $\xi(t, \omega) = \sum_k \zeta_k(\omega) \psi_k(t)$  і називається

ортогональним. Для цих зображень  $d_k^\psi = \sum_{kj} |u_{kj}|^2 d_j^\varphi$ , де  $u_{kj}$  — унітарна

бістохастична матриця. Це означає, що  $d^\psi \prec d^\varphi$  — спектральне зображення мажорує ортогональне. При ентропійному підході до аналізу інформаційних систем Ватанабе за цими співвідношеннями шукав ентропію.

в)  $\gamma_k$  — некорельовані,  $f_k$  — в загальному випадку корельовані. На відміну від ортогонального розкладу, В.С. Пугачов розглядав одинарну суму, а базис — у просторі випадкових величин. Відповідно, зображення випадкового процесу тоді має вигляд:  $\xi(t, \omega) = \sum_k \gamma_k(\omega) f_k(t)$ , де

$E\gamma_k(\omega)\gamma_j(\omega) = b_{kj}\delta$ ,  $r(t, s) = \sum_k b_k f_k(t) \overline{f_k(s)}$  і називається канонічним. Ця назва

походить, очевидно, від аналогії з канонічною формою кореляційної матриці у випадку, якщо за аргументи брати цілі числа.

г)  $\zeta_k$  — корельовані,  $f_k$  — в загальному випадку корельовані. Таке зображення називають загальним.

## 2.3 Вибір оптимального рішення статистичними методами

2.3.1 Виявлення періодично корельованої варіабельності. Для випадкових сигналів з гаусовими розподілами імовірностей їх значень, нестационарних (з інваріантними відносно узагальненого зсуву у часі кореляційними функціями) на базі положень байєсівської концепції та критерію середнього ризику ФВП побудовано з врахуванням особливостей гільбертових просторів. Тоді ФВП для відповідних йому розподілів імовірностей набирає вигляду

$$l(x_0|H^*) = \frac{(d, q)_h^{\frac{1}{2}}}{\sqrt{2\pi} \|d\|_h} e^{-\frac{(x_0 - \alpha_0)^2 \frac{(d, q)_h}{2(d, d)_h}}{2}}$$

$$d \in D, \quad q \in Q, \quad D, Q \subset \mathbb{R}^n, \quad D \cap Q = \emptyset$$

де  $(\cdot, \cdot)_h$  — скалярний добуток у відповідному гільбертовому просторі функцій [32].

На рисунку 2.1 (а-в) [32] наведено спектральні компоненти отримані при неоптимальних параметрах аналізу (програмою `spectra2` [33], кількість компонент — 25, зсув коваріації — 50), а компоненти (г-е) — при знайдених адаптацією оптимальних параметрах (кількість компонент — 50, зсув коваріації — 100).

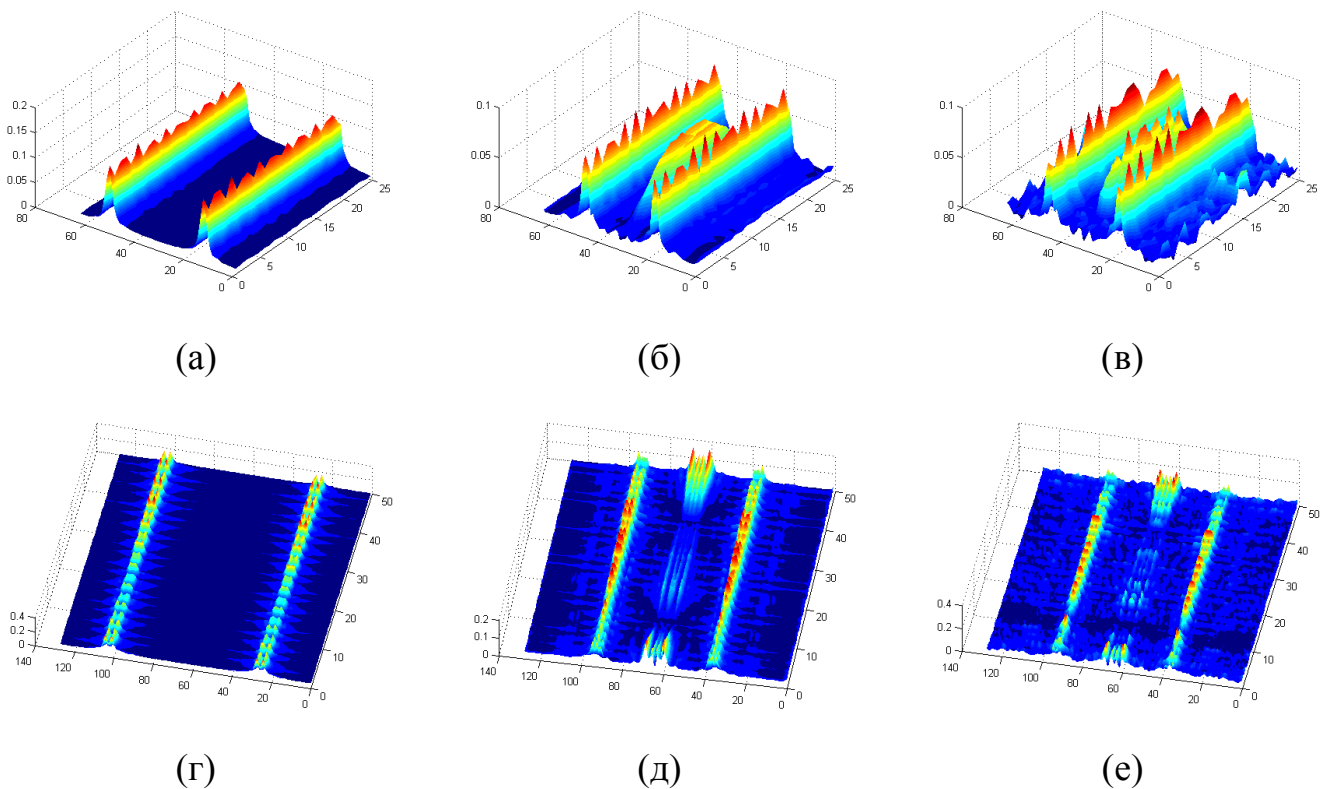


Рисунок 2.1 – Спектральні компоненти нестационарного сигналу на дисплеї (абсциса — номери компонент, ордината — зсув у коваріації; розмірність та масштаб по осях визначаються системою окремо та виводяться у інших вікнах)

Результати автоматичної адаптації параметрів при апріорно відомих їх початкових значеннях за максимумом варіації спектральних компонент майже завжди збігаються з результатами інтерактивної адаптації. Спектральні

компоненти на рисунку 2.1 (а-г) отримано для вузькосмугового сигналу, а спектральні компоненти (б, в) та (д, е) — для складного, причому, компоненти (в, е) — для випадку з шумом АЦП. При аналізі спектрограм встановлено, що можливим є вибір їх спектральних компонент за метрологічні норми, що уможливорює виявлення у шумах складного сигналу за рахунок розподілу спектру шуму по компонентах. Відповідні компоненти визначаються адаптацією АЦП та ЦСА до сигналу.

2.3.2 Визначення спектральних зображень складної варіабельності ритміки. Відповідно до означення кореляційної функції її оцінка має вираз

$$C(t, \tau) = \int_0^{t-\tau} \xi(t-u) \xi(t-u, \tau) h(u) du \quad (2.1)$$

де  $h(t)$  позначено імпульсну функцію когерентного ( $h(t) \equiv \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} \delta(t - nT_0)$ ) чи

компонентного ( $h(u) \equiv \frac{\sin[(N_1 + \frac{1}{2})\lambda_0 u]}{(t - t_0) \sin(\lambda_0 u / 2)}$ ,  $N_1$  — кількість компонент)

фільтру [3, 15, 33]. Функцію  $h(t)$  можна синтезувати на базі екстремальної задачі як оптимальну або виразити через інші узагальнені функції, залежно від особливостей побудови оператора розсіювання енергії сигналу по частотах.

Оцінки кореляційної функції та математичного сподівання можна отримати за допомогою фільтрів з вузькою смугою пропускання [3, 15, 33]:

$$r_{\xi}^{(T)}(l, k) = \sum_{n, m} D_{nm} (l - k) e^{-i\lambda_0(nl - mk)}, \quad m_{\xi}^{(T)}(\theta) = \sum_{k=1, \overline{N}_l} m_k e^{-ik\lambda_0\theta},$$

де  $k, l, \theta \in Z$ ,

$$m_k = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \sum_{\theta} \left\{ \left( \Phi_k^{\lambda_0} \xi \right) (\theta) \right\} e^{-ik\lambda_0\theta},$$

де  $\Phi_k^{\lambda_0}$  — вузькосмугові (дельта) фільтри. Оцінки симетричних кореляційних компонент:

$$D_{nm}(u) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \sum_k \left\{ e^{i\lambda_0 n(u+k)} \left( \Phi_n^{\lambda_0} \overset{\circ}{\xi} \right)(u+k) \overline{\left( \Phi_m^{\lambda_0} \overset{\circ}{\xi} \right)(k)} e^{-i\lambda_0 mk} \right\}$$

де  $u = l - k$ ,  $\overset{\circ}{\xi}$  — центрований сигнал. У загальному випадку такі фільтри розподілені по усій смузі частот, яку займає сигнал.

Модель слабо періодичного сигналу у гільбертовому просторі охоплює інші моделі як частинні випадки, проте, математична модель ВСП вочевидь потребує спеціальної інтерпретації понять ергодичності та інваріантності. Для забезпечення метрологічної єдності потрібно в її рамках ввести ізоморфізм, а також коректно вирізняти зображення, розклади та декомпозиції при побудові спектральних МХ.

#### 2.4 Параметрична оптимізація фільтрів та її критерії

Стационарні компоненти морфологічного параметру (наприклад, КРС) виражено за допомогою індикатора стаціонарних ділянок. Індикатори є базовим елементом опуклого аналізу [34].

Проіндексований ансамбль компонент КРС складає опуклу множину, бо для його підмножин  $C \subset \mathbb{R}^n$  справедливий вираз  $(1 - \lambda)x + \lambda y \in C$  для будь-яких  $x \in C, y \in C, 0 < \lambda < 1$ . Індикатори — додатньо означені. Тому їх  $L^2$  норми застосовано для побудови критерію параметричної оптимізації.

Математично індикатор — це вираз [34]

$$I(x|C) = \begin{cases} 0, & x \in C, \\ +\infty, & x \notin C. \end{cases}$$

Опуклість множини  $C$  таким чином рівносильна опуклості функцій  $I(x|C)$ , які тоді є характеристичними функціями [35].

### 2.4.1 Оптимізація в гільбертових просторах.

Обґрунтування можливості побудови оптимального алгоритму визначення параметрів аналізу КРС базовано на ізоморфних відображеннях у нормованому просторі. За інваріант для побудови ізоморфізму застосовано метрику: в ізоморфному просторі метрика зберігається, вона є інваріантом відображення висхідного простору на ізоморфний йому.

При оптимізації критерієм близькості служить також метрика (яка є опуклою функцією, чим гарантується існування глобального екстремуму) [16].

Норму  $\|x - y\|$  будемо застосовуючи скалярний добуток  $(\bullet, \bullet)$ . Якщо  $(x, y) = 0$ , то елементи  $x$  та  $y$  ортогональні:  $x \perp y$ . Нехай множина

$\{x_n : n = 1, \dots, m\}$  складається з  $m$  ортогональних елементів. Тоді  $\sum_{k=1}^m (x, x_k) x_k$  є

проекцією  $x$  на підпростір, що містить всі  $x_k$ . Іншими словами, функціонал

$\left\| x - \sum_{k=1}^m a_k x_k \right\|^2$  набуде мінімального значення, коли  $a_k = (x, x_k)$ , тобто він

опуклий, що досягається при наявності ортогональності. Оптимізаційна задача полягає у тому, щоби для заданого елемента  $z \in L_2(\Omega, B, \mu)$  знайти за

допомогою  $x(t)$ ,  $a \leq t \leq b$  такі  $a_k$ , що  $\left\| z - \sum_{k=1}^{\infty} a_k x_k(t) \right\| \rightarrow \min$ , або, що те саме,

знайти проекцію  $\hat{z}$  елемента  $z$  на  $\mathbf{H}$ . Іншими словами  $E[(z - \hat{z}, x(t))] = 0$ , тобто  $E\{\cdot\} \rightarrow L_2$ ,  $\mathbf{H} \subset L_2$  [16].

### 2.4.2 Оптимальність спектру РКС.

Математичні вирази для побудови методів оптимальної оцінки  $\hat{\xi}$  спектру

РКС у базисі  $\eta_i, i = \overline{1, n}$ ,  $(\eta_i, \eta_j) = \begin{cases} 1, & i = j \\ 0, & i \neq j \end{cases}$ ,  $\xi \in \mathbf{H}_\xi$ ,  $\mathbf{H}$  — гільбертовий простір,

$\sum_{i=1}^n \alpha_i \eta_i = \hat{\xi}$ ,  $\alpha \in R$ . Тоді  $\Delta = \xi - \hat{\xi}$  отримано з таких положень.



Записавши  $\xi - \widehat{\xi} = \xi - \widehat{\xi}$ , маємо  $\xi = \widehat{\xi} + (\xi - \widehat{\xi})$ . Шукаючи оптимальну посеред таких оцінок, отримаємо, що коефіцієнти  $\alpha$  мають бути  $\widehat{\xi} = \sum_{i=1}^n (\xi, \eta_i) \eta_i$ , тобто  $\alpha_i = (\xi, \eta_i)$ ,  $i = \overline{1, n}$ . При цьому  $\Delta = \|\xi\|^2 - \sum_{i=1}^n |(\xi, \eta_i)|^2$ .

Якщо РКГ  $\ell$  — лінеал (лінійний многовид, всі  $\sum \alpha_i \eta_i, \alpha_i \in \mathbb{R}$ ), то виходить, що  $\xi - \widehat{\xi} \perp \ell$ , тобто  $\widehat{\xi}$  є проекцією на  $\ell$  вектора  $\xi$ , або найближчим до  $\xi$  вектором з  $\ell$ . Коли ж система  $\{\eta_i\}$  не ортонормована, то якщо вона лінійно незалежна, її можна привести шляхом ортогоналізації до ортонормованої. Такі системи є базисами. (Якщо вони злічені, то гільбертові простори називають сепарабельними). Задачі аналізу спектру у цих випадках можна сформулювати коректно і змістовно.

В залежності від ортогональності та незалежності  $\eta$  та  $\alpha_i$ , вирази скалярного добутку  $(\bullet, \bullet)$ , зображення, зокрема вигляду  $\int \varphi(t, \lambda) Z(d\lambda)$ , та  $\int f(t) d\nu(t)$ , де  $\nu$  — порідна функція,  $\int f(t - \tau) h(\tau) d(\tau)$ , набувають іншого трактування. Зображення оцінки у вигляді лінійної форми є сумою  $\xi_i = \sum_j \xi_{ij}$ , чи зваженою сумою  $\sum \alpha_i \xi_i$ . Зауважуючи ортогональність міри  $Z = Z(\Delta)$ ,  $\Delta \in \beta(c - \pi; \pi)$  для кожного  $n \in Z$  матимемо

$$\xi_n = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda n} Z(d\lambda),$$

при цьому  $M|Z(\Delta)|^2 = F(\Delta)$ ,

$$R(n) = \int_{\pi}^{-\pi} e^{i\lambda n} F(d\lambda).$$

Це спектральні зображення процесу  $\xi_n$  та його коваріації

$$R(n) = \text{cov}(\xi_{k+n}, \xi_k),$$

тут  $M\xi_n = 0$ . Якщо  $\xi_1, \dots, \xi_n$  продовжимо  $\xi_{n-1}, \xi_n, \dots$ , тобто крім  $\mathbf{H}(\xi)$  розглядаємо  $\mathbf{H}_n(\xi)$  такий, що  $\mathbf{H}_n(\xi) \rightarrow \mathbf{H}(\xi)$  при  $n \rightarrow \infty$ , то  $\mathbf{H}(\xi) = \mathbf{S}(\xi) \oplus \mathbf{R}(\xi)$  — ортогональна сума регулярного і сингулярного просторів. При цьому,  $\mathbf{S}(\xi) = \prod_n \mathbf{H}_n(\xi)$ ,  $\mathbf{H}_n(\xi) \rightarrow \mathbf{S}(\xi)$ ,  $n \rightarrow \infty$ . Звідси й випливає:

а) всяка стаціонарна в широкому сенсі послідовність  $\xi_n$  допускає єдиний розклад  $\xi_n = \xi_n^r + \xi_n^s$ , при цьому  $\xi_n^r \perp \xi_n^s$ , та б) щоби невироджена послідовність  $\xi$  була регулярною, необхідно і достатньо щоби знайшлися послідовності  $e_k$ ,

поповнюючи які  $a_k$  з  $\sum_k |a_k|^2 < \infty$ ,  $a_k$  — комплексні, отримаємо

$$\xi_n = \sum_{k=0}^{\infty} a_k e_{n-k} \text{ — розклад Вольда. Тут } M|e_n| = 0, M|e_n|^2 = 1, \sum e_i e_j = \begin{cases} 1, i = j \\ 0, i \neq j \end{cases}$$

2.4.3 Оптимальність вузькосмугової фільтрації. Задача полягає у знаходженні РКГ  $\theta = \{\theta_n\}, n \in Z$  у спостереженні  $\xi = \{\xi_n\}$ , де вона міститься.

Визначаємо оцінку  $\hat{\theta}_n$ , так, щоб  $(\theta - \hat{\theta}_n) \perp \mathbf{H}(\xi)$ . Тоді

$$\hat{\theta}_n = \int_{-\pi}^{\pi} \varphi_n(\lambda) Z_{\xi}(d\lambda), \quad \varphi(\lambda) \in \mathbf{H}(F_{\xi}).$$

Для "оптимальної" функції  $\hat{\varphi}(\lambda)$  матимемо

$$\left[ \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda n} Z_{\theta}(d\lambda) - \int_{-\pi}^{\pi} \hat{\varphi}_n(\lambda) Z_{\xi}(d\lambda) \right] \cdot \int_{-\pi}^{\pi} e^{-i\lambda n} Z_{\xi}(d\lambda) = 0.$$

Звідти можна знайти, що

$$\hat{\varphi}_n(\lambda) = e^{i\lambda n} \hat{\varphi}(\lambda),$$

де  $\hat{\varphi}(\lambda) = f_{\theta\xi}(\lambda) \cdot f_{\xi}^{\oplus}(\lambda)$ ,

$$f_{\xi}^{\oplus}(\lambda) = \begin{cases} f_{\xi}^{-1}(\lambda), & f_{\xi}(\lambda) > 0 \\ 0, & f_{\xi}(\lambda) = 0 \end{cases},$$

де  $f_\xi(\lambda)$  — спектральна густина. Похибка фільтрації тоді

$$M|\theta_n - \hat{\theta}_n|^2 = \int_{-\pi}^{\pi} [f_\theta(\lambda) - f_{\theta\xi}(\lambda)f_\xi^\oplus(\lambda)]^2 d\lambda.$$

Якщо ж задано  $f_\xi, k \leq n$ , а потрібно оцінити  $\theta_{n+m}$ , то у випадку регулярності (існування розкладу Вольда)

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} |\Phi(e^{-i\lambda})|^2, \quad \Phi(Z) = \sum_{k=0}^{\infty} a_R Z^R, \quad Z = e^{i\lambda t}$$

і  $\xi_n = \sum_{k=0}^{\infty} a_k \varepsilon_{n-k}$ , де  $\varepsilon_k$  — відліки "білого шуму",

$$\varepsilon_n = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda n} Z_\varepsilon(d\lambda)$$

ця оцінка набуває виразу

$$\hat{\theta}_{n+m} = e^{i\lambda n} H_m(e^{-i\lambda}) Z_\xi(d\lambda),$$

де  $H_m(e^{-i\lambda}) = \sum_{l=0}^{\infty} a_{e+m} e^{-i\lambda e} \Phi^\oplus(e^{-i\lambda})$ ,  $\hat{a}_k = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda k} \varphi(\lambda) \hat{\Phi}(e^{-i\lambda}) d\lambda$ .

Оцінювання слабо періодичних складових зводиться до спектрального аналізу. Можливість побудови методу аналізу залежить від виразу спектральних мір  $F(d\lambda; d\mu)$ .

2.4.4 Оптимальна фільтрація реалізується обчисленням згортки РКС з оптимальним за критерієм мінімальності відношенням сигнал/шум відгуком фільтру. Характеристика фільтру шукається з розв'язку інтегрального рівняння Вінера-Хопфа, для складання якого застосовуються статистики другого порядку стохастичної складової — шуму:

$$E\left[\left(Z - \widehat{Z}, \widehat{Z}\right)\right] = 0, \text{ де } Z \in \mathbf{L}_2, \widehat{Z} \in \mathbf{H}, \left\|Z - \sum a_k \varphi_k(t)\right\| \in \mathbf{L}_2 \equiv \mathbf{L}_2(\Omega, \beta, \mu),$$

Задача полягає в пошуку  $\arg \min_{a_k \in \Lambda} \left\|Z - \sum_k^{\infty} a_k \varphi(t_k)\right\|$ , де  $a_k$  — шукається, і є ізоморфним до відгуку фільтру.

2.4.5. Оптимальність спектрального зображення біосигналу обґрунтовується за означенням — існує алгоритм його оптимального відновлення з спектру при підборі базису [15]. Мінімізується кількість базисних елементів, а їх ортогональність встановлюється за допомогою відомого середньо-квадратичного критерію.

Вибір критерію диктується умовами виявлення та апіорними відомостями про РКС. В основу побудови спектрального зображення кладеться властивість періодичності одного або обох конструктивних елементів (порідного процесу і відгуку) цього зображення. Існування самого лінійного зображення можливе за умов, що накладають на ці ж елементи: лінійної незалежності, ортогональності, некорельовності, що для порідного процесу означає незалежність його приростів чи безмежну подільність.

### РОЗДІЛ 3

## МЕТОДИ ТА АЛГОРИТМИ ВИЯВЛЕННЯ ЕВЕНТУАЛЬНИХ РИТМІЧНИХ БІОСИГНАЛІВ

3.1 Вплив мобільного каналу зв'язку на повідомлення про варіабельність серцевого ритму

3.1.1 Схема та результати експерименту. На рис. 3.1 наведено схему експерименту з визначення впливу каналу мобільного зв'язку на повідомлення про ритміку ЕКС. Повідомлення про ритміку ЕКС містить послідовність його RR інтервалів. Радіосигналом є модульоване закодованим повідомленням гармонічне коливання високої частоти з регламентованими стандартом для мобільної системи зв'язку GSM 900.

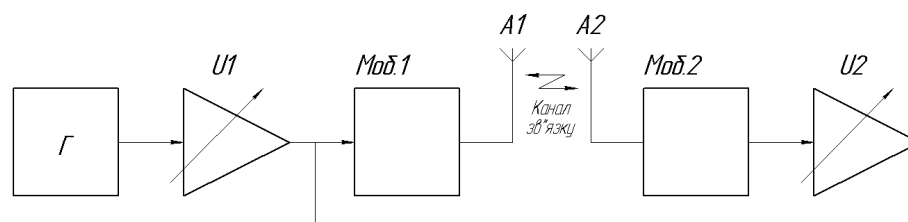


Рис. 3.1 Схема експерименту ( $\Gamma$  — закодоване повідомлення,  $U1$ ,  $U2$  — підсилювачі зі змінним коефіцієнтом підсилення,  $Моб.1$ ,  $Моб.2$  — мобільні телефони,  $A1$ ,  $A2$  — антени,  $\tilde{s}(t), s(t)$  — прийняте та передане повідомлення)

Для визначення впливу каналу застосовано тестове повідомлення (послідовність тональних імпульсів з періодом, який визначається величиною RR інтервалів та шпаруватістю, яка визначається ефективністю та фізичними можливостями зв'язку сигнал), що, з одного боку, надається для представлення послідовності RR інтервалів (є кодом цієї послідовності), а з другого боку — враховує можливості мобільних телефонів при передачі через мобільні канали зв'язку такого повідомлення.

Переданий та демодульований сигнали після АЦП було записано на компакт диск у вигляді файлу-матриці ( $2 \times L$ ), де  $L$  — довжина запису. Запис тривав 5 хвилин, частота дискретизації 44 кГц, число розрядів АЦП — 8, код значень відліків — „знак-модуль”.

На рис. 3.2 наведено графік переданого коду тестового повідомлення — послідовності тональних імпульсів частотою 1 кГц, віддаль між якими рівна  $RR$  інтервалу (шпаруватістю рівною 0.5), та графік прийнятого коду тестового повідомлення.

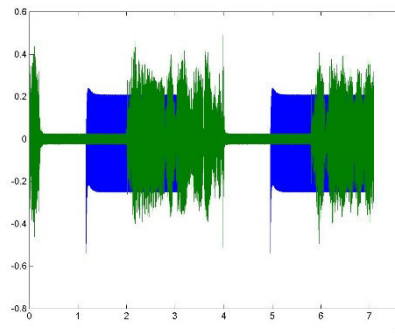


Рис. 3.2. Переданий та прийнятий тестовий сигнал при передачі його через мобільний телефон (лабораторія кафедри біотехнічних систем, асистент Забитівський В.П.), вісь абсцис — кількість відліків

Експеримент проведено для випадку, коли *Моб.1*, і *Моб.2* знаходилися в лабораторії. На рис. 3.3 (а) наведено обвідну переданого тестового повідомлення, отриману шляхом виконання операції “модуль числа” з наступною фільтрацією  $(\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N |s(nT_d)|h[(m-n)T_d])$ , де  $h$  — низькочастотний фільтр Баттерворта 2-го порядку,  $T_d$  — період дискретизації) тонального наповнення.

Фільтр вибирався оптимальним за критерієм максимально можливої фільтрації тонального наповнення імпульсів з одного боку та мінімального спотворення прямокутності обвідної — з другого боку.

На рис. 3.3 (б) наведено логарифм від квадрату модуля Фур'є перетвору обвідної а на рис. 3.3 (в) — вісім перших значень віддалей між фронтами імпульсів обвідної.

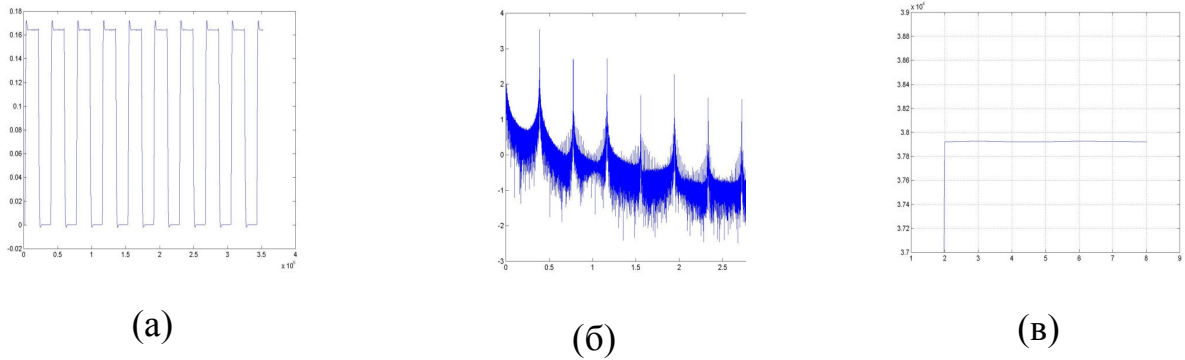


Рис. 3.3. Оброблений тестовий сигнал (а), спектр тестового сигналу (б) та значення інтервалів між імпульсами (в) — ритмограма

На рис. 3.4 наведено аналогічні графіки для прийнятого коду тестового повідомлення. На рис. 3.4 (а) наведено обвідну прийнятого тестового повідомлення, на якій видно суттєві, співмірні з варіабельністю RR інтервалів порушення віддалі між імпульсами коду тестового повідомлення.

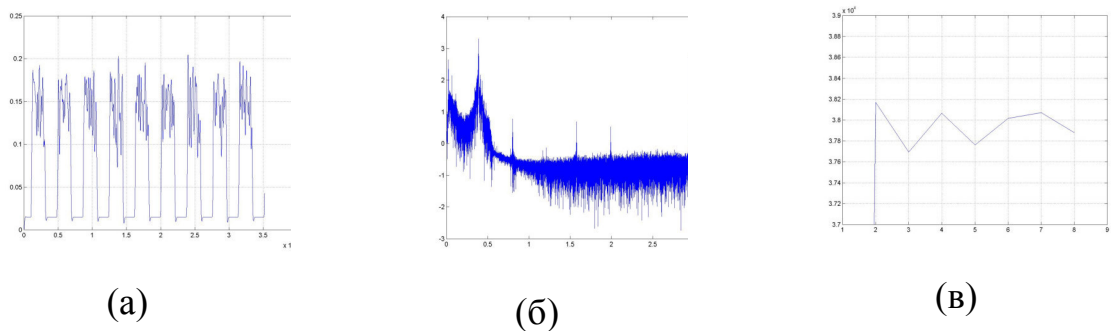


Рис. 3.4. Оброблений тестовий сигнал після його передачі (а), його спектр (б) та варіабельна ритмограма

3.1.2. Врахування впливу каналу для стаціонарної моделі ритміки. Покладемо, що у випадку стаціонарної ритміки значення  $S^2(m, f_k)$  для  $k$ -ї спектральної компоненти спектру потужності висхідної послідовності значень повідомлення  $m$  (наприклад, послідовності RR інтервалів) визначається із значення  $Y^2(m, f_k)$  спектру прийнятої послідовності значень повідомлення шляхом віднімання значення  $N^2(m, f_k)$  спектру шуму у каналі зв'язку:

$$S^2(m, f_k) = Y^2(m, f_k) - N^2(m, f_k), \quad m = \overline{1, M}, k = \overline{1, K}$$

Індекс  $m$  виказує еволюцію у часі спектру і пов'язаний із місцезнаходженням мобільного пацієнта. Спектр потужності шуму каналу зв'язку для окремого  $m$  невідомий.

3.1.3. Оцінювання шуму каналу та повідомлення. Перед початком моніторингу пацієнт проходить тестування в амбулаторії, під час якого визначається його серцева ритміка в нормі —  $\tilde{S}_N(m, f_k)$ . Тоді вираз

$$\tilde{N}_i^2(m, f_k) = Y^2(m, f_k) - \tilde{S}_N^2(m, f_k) \quad (3.2)$$

визначає шум каналу (для цього випадку  $i=0$ ). Для визначення шуму каналу можна застосувати тестовий сигнал. При апріорно неозначених умовах експерименту вираз (3.1) потрібно замінити виразом (3.2), а застосування виразу (3.2) визначає тоді і шум каналу і додатковий шум, спричинений варіабельністю ритміки ( $i=1$ ). Виникає задача вибору гіпотези про тип шуму і присутність варіабельності.

Прийняте повідомлення опрацюємо ( $Y \cdot H = \tilde{S}$ ) фільтром з характеристикою

$$H(m, f_k) = 1 - \left( \frac{\tilde{N}_0^2(m, f_k)}{Y^2(m, f_k)} \right)^{1/2} \quad (3.3)$$

Відношення потужності повідомлення до потужності шуму при  $i=0$  буде великим, а при  $i=1$  — малим. У вираз (3.3) введемо коефіцієнти — “нормуючий”  $a$  і “пороговий”  $b$ :

$$H(m, f_k) = \begin{cases} 1 - a \left( \frac{\tilde{N}_0^2(m, f_k)}{Y^2(m, f_k)} \right)^{1/2} & \text{якщо } 1 - a \left( \frac{\tilde{N}_0^2(m, f_k)}{Y^2(m, f_k)} \right)^{1/2} > b \\ b & \text{інакше} \end{cases} \quad (3.4)$$



Значення коефіцієнтів визначаємо експериментально.

На рисунку 3.5 наведено характеристику фільтра прийнятого повідомлення.

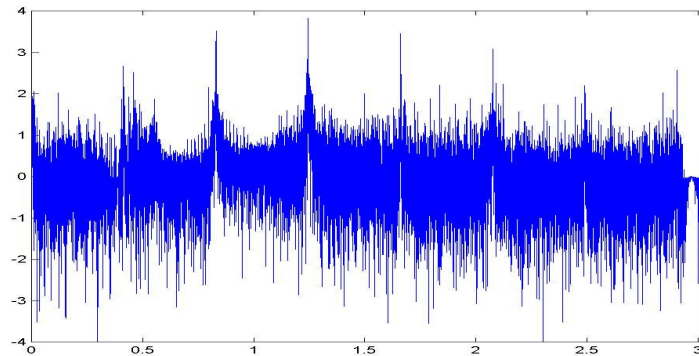


Рис. 3.5. Характеристики фільтра прийнятого повідомлення про ритміку ЕКС

Мобільний алгоритм моніторингу ВСП із застосування оптимізованої фільтрації наведено на рисунку 3.6.

Тут 1 — встановлення норми ВСП  $\tilde{S}_N(m, f_k)$  в закладі, таймеру часу для лікувально-профілактичних заходів тощо; початок моніторингу; 2 — тестування каналу; 3 — визначення характеристик оптимізованої фільтрації (2.3, 2.4); 4 — визначення ВСП за даними моніторингу; 5 — застосування оптимізованої фільтрації ВСП; 6 — автоматичне прийняття рішення: норма, якщо так – відхилення, якщо ні; 7 — таймер ввімкнено: так / ні; 8 — автоматичне повідомлення пацієнта про необхідні профілактичні заходи, вмикання таймеру; 9 — контролювання: норма, якщо так – відхилення, якщо ні; 10 — перевірка таймера: час вийшов, так / ні; 11 — припинення моніторингу, призначення пацієнту амбулаторного чи стаціонарного режиму спостереження.

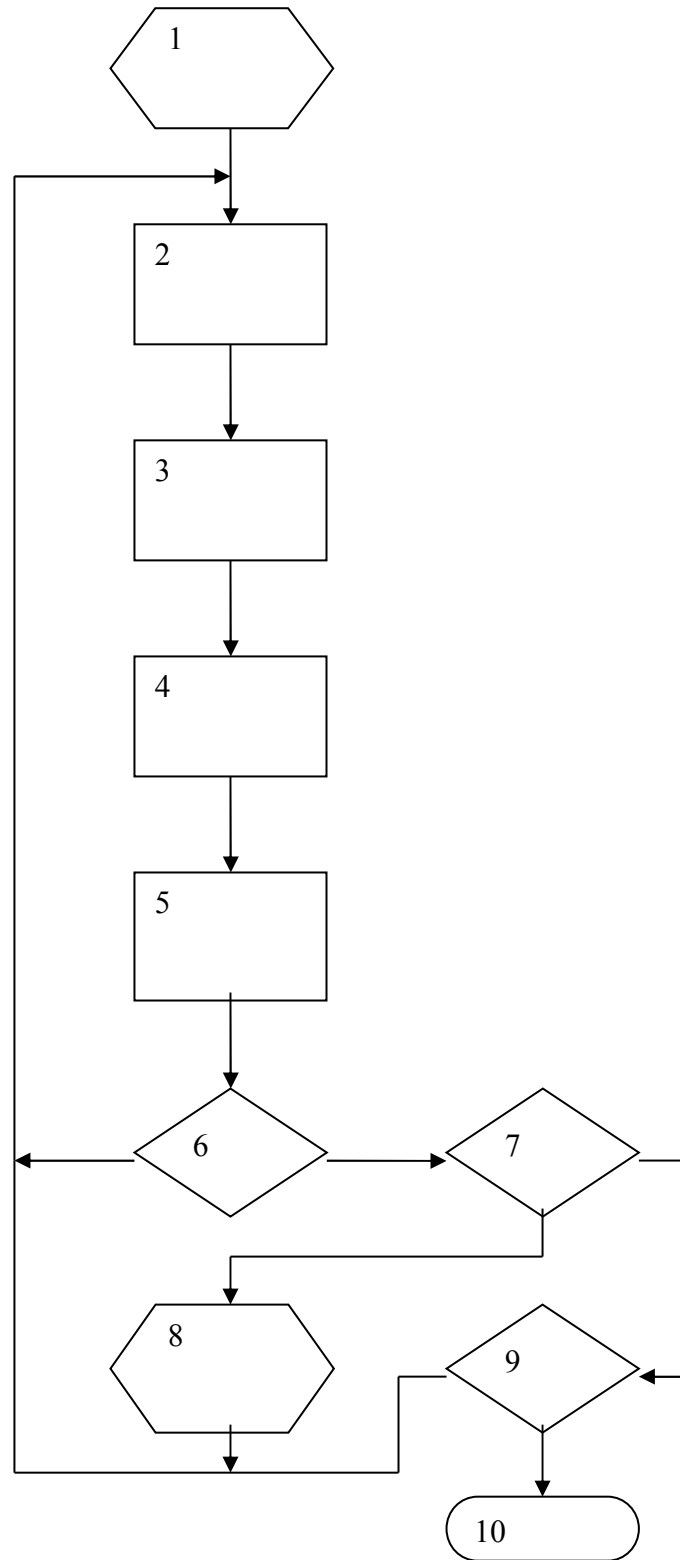


Рис. 3.6. Примірний алгоритм мобільного телемоніторингу ВСП  
(пояснення у тексті)

### 3.2 Алгоритм виявлення R-зубців

Із врахуванням вимог до виявлення R-зубців в системах голтерівського моніторингу а також враховуючи методи виявлення QRS-комплексів та алгоритми виявлення R-зубців ЕКС алгоритм виявлення наведено на рисунку 3.7.

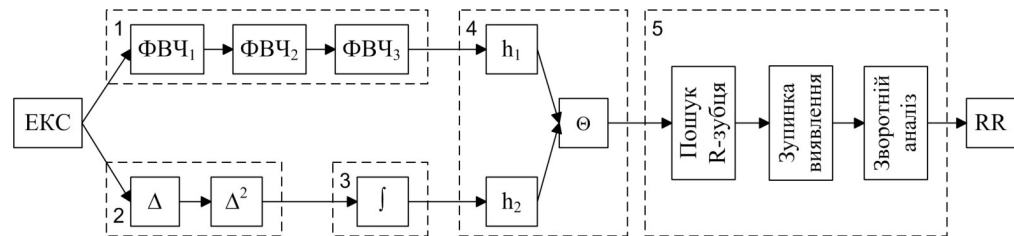


Рис. 3.7. Структурна схема алгоритму виявлення R-зубців: 1 – попередня обробка; 2 – диференціювання та підсилення; 3 – інтегрування ковзним вікном; 4 – розрахунок і порівняння порогових значень та визначення інтервалу, в якому приблизно знаходиться R-зубець; 5 – прийняття рішення

Для отримання більшої точності результатів вхідний ЕКС розбиваємо на два потоки, кожен із яких піддається різним перетворенням.

Попередня обробка першого потоку ЕКС полягає у видаленні шумів ВЧ- та НЧ-фільтрами. В ЕКС виділяють кілька смуг, де зосереджена основна потужність шуму [17, 23], тоді як потужність корисного сигналу набуває в таких ділянках мінімальних значень. Такими смугами є [17]:

- частота менше 0.5 Гц – основна потужність шуму дрейфу ізоляції;
- 50 Гц – шуми електричних силових ліній (для деяких країн 60 Гц);
- 35-40 Гц – шуми електричної активності м'язів;
- понад 100 Гц – шуми різного походження.

Відповідно до рекомендацій Common Standards for Quantitative Electrocardiography, American Heart Association (AHA), American College of Cardiology (ACC) та Heart Rhythm Society (HRS) [15] фільтрування завад частотою понад 100 Гц є необхідним для ЕКС оцифрованих із частотою дискретизації 500 Гц, а також при роботі з ЕКС немовлят. За [18] найбільш важливими високоамплітудними шумами ЕКС, які неможливо усунути простим фільтруванням є:

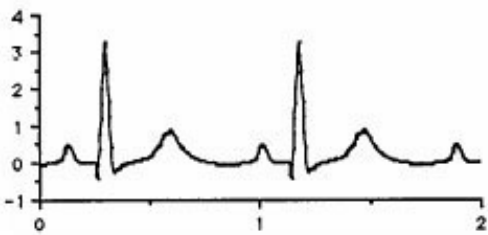
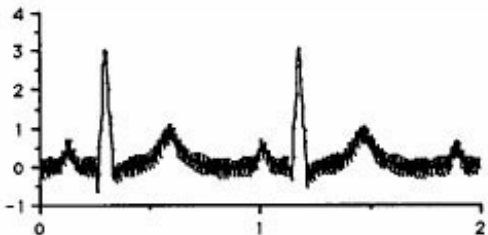
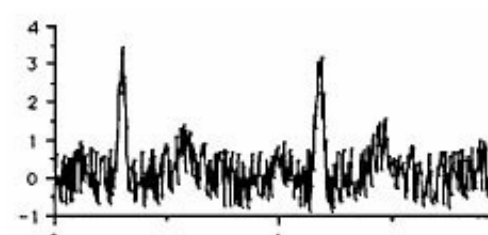
- дрейф ізоляції (Baseline Wander);

- рух електродів (Electrode Movement);
- тремор м'язів (Muscle Artifact).

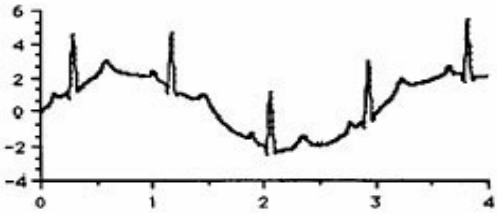
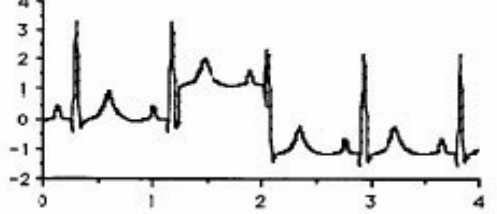
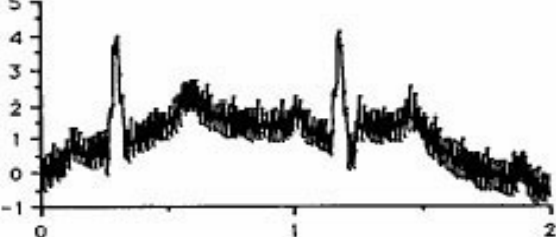
Шуми ЕКС, які виділяє М. Абоу (Портландський державний університет) а також причини їх появи зведено в таблиці 3.1.

Таблиця 3.1

## Зразки шумів в ЕКС та причини їх виникнення

Зразок шуму	Причини виникнення
<p style="text-align: center;">Чистий сигнал</p> 	—
<p style="text-align: center;">Шум силових ліній 50/60 Гц</p> 	<ol style="list-style-type: none"> <li>1) Поганий контакт електродів;</li> <li>2) Незаземлене обладнання реєстрації ЕКС;</li> <li>3) Обладнання реєстрації ЕКС знаходиться безпосередньо біля пацієнта.</li> </ol>
<p style="text-align: center;">Шуми електричної активності м'язів</p> 	<ol style="list-style-type: none"> <li>1) Поганий контакт електродів;</li> <li>2) Пацієнт знаходиться в стані збудження;</li> <li>3) Тремор, надмірне потовиділення.</li> </ol>

Продовження табл. 3.1

<p style="text-align: center;">Нерегулярності ізолінії</p> 	<ol style="list-style-type: none"> <li>1) Поганий електричний контакт електродів;</li> <li>2) Значний вплив респіраторної активності;</li> <li>3) Погані електроди.</li> </ol>
<p style="text-align: center;">Дрейф ізолінії</p> 	<ol style="list-style-type: none"> <li>1) Рух пацієнта;</li> <li>2) Значний вплив респіраторної активності;</li> <li>3) Некоректно встановлені електроди.</li> </ol>
<p style="text-align: center;">Комбінований шум</p> 	<p style="text-align: center;">—</p>

Дрейф ізолінії спричиняється рухом пацієнта, а також впливом респіраторної активності. Рух електродів викликає нерегулярність ізолінії. Низькочастотна шумова складова ЕКС (рис. 3.8) складається із дрейфу та нерегулярності ізолінії. Усунення такого роду завад є рекомендованим АНА/АСС/НRS [15].

Корекція дрейфу ізолінії має велике значення для точних вимірювань амплітуд і тривалостей елементів ЕКС. ВЧ-фільтрація в даному випадку реалізована трьома фільтрами з  $f_S = 0.05, 0.1, 1$  Гц відповідно. Фільтри із частотами зрізу 0.05 та 0.1 Гц (рисунок 3.9) базуються на обчисленні адаптивного середнього:

$$S_1 = x_1/2, \quad S_{n+1} = S_n - c(S_n - x_{n+1}), \quad (3.5)$$

де  $c$  – адаптивна константа, що залежить від частоти дискретизації [26].

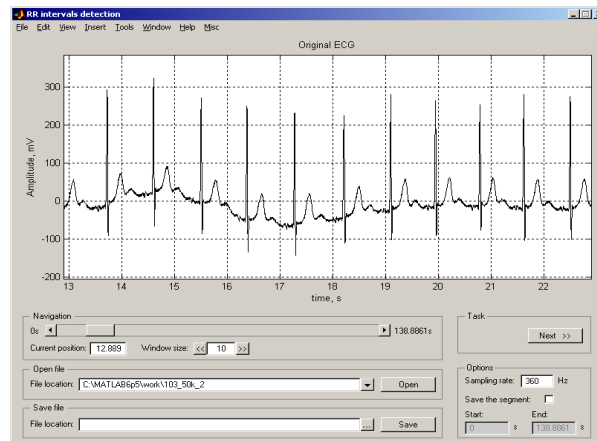


Рис.3.8. Вхідний ЕКС (Сигнал 103 (MLII) взято із MIT-BIH, Massachusetts Institute of Technology/Beth Israel Hospital, Arrhythmia Database, доступ до якої надає Physionet [48])

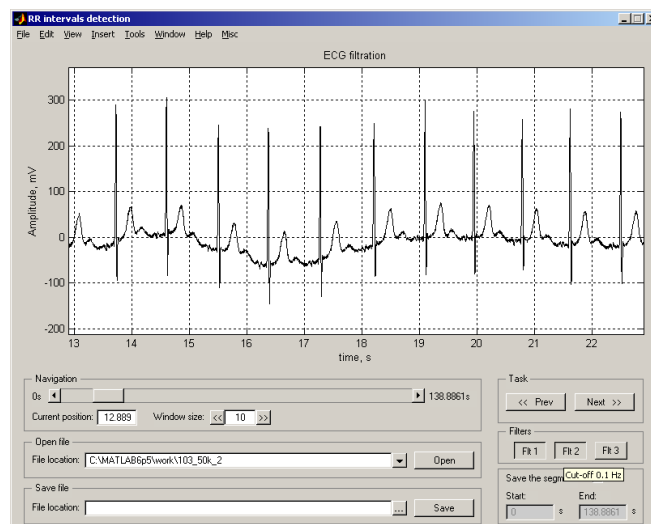


Рис. 3.9. ЕКС після ВЧ-фільтрації з  $f_s = 0.05, 0.1$  Гц

Інша процедура ФВЧ з частотою зрізу 1 Гц (див. рисунок 3.10) використовує рекурсивну формулу:

$$Y_n = k_1 Y_{n-1} + k_2 (X_n - X_{n-1}). \quad (3.6)$$

Тут  $Y_n$  – відлік, який фільтрується,  $Y_{n-1}$  – попередній відфільтрований відлік,  $X_n$  та  $X_{n-1}$  – нефільтровані відліки. Коефіцієнти  $k_1$  і  $k_2$  визначаються так:

$$k_1 = \frac{1}{1 + \operatorname{tg}\left(\frac{\pi f_S}{f_{SR}}\right)}; \quad k_2 = \frac{1 - \operatorname{tg}\left(\frac{\pi f_S}{f_{SR}}\right)}{1 + \operatorname{tg}\left(\frac{\pi f_S}{f_{SR}}\right)}, \quad (3.7)$$

де  $f_{SR}$  – частота дискретизації [27].

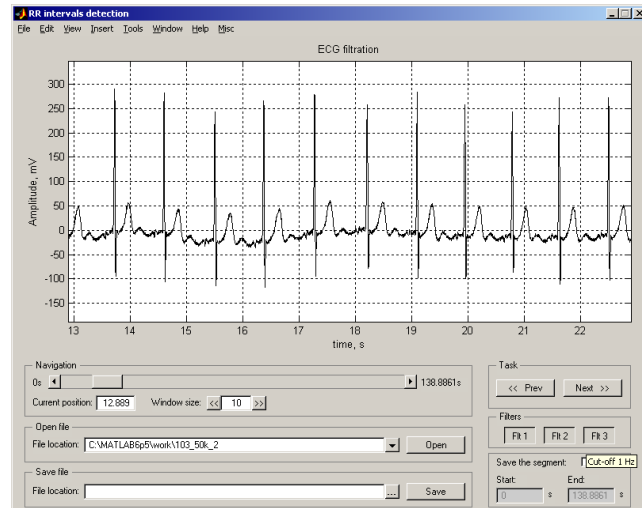


Рис. 3.10. ЕКС після ВЧ-фільтрації з  $f_s = 1$  Гц

Щоб виявити R-зубці необхідно відкинути інші зубці ЕКС. Найпростіше це можна зробити використовуючи максимальну амплітуду QRS-комплексу (див. рис. 3.11).

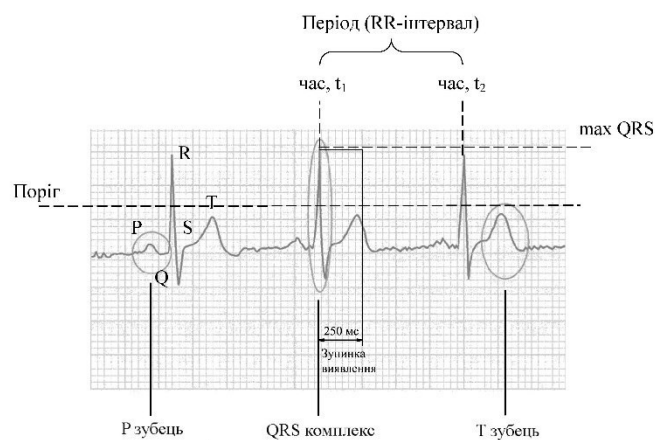


Рис. 3.11. Визначення порогового значення

Перш за все необхідно визначити значення порогу. В кожному 2 секундному блоці ЕКС послідовно проводиться пошук максимуму (див. рис. 3.11). Поріг за амплітудою розраховується як частина найбільшого додатного значення (mB) QRS-комплексу в такому блоці:

$$h_1(X) = \frac{2}{3} \max QRS. \quad (3.8)$$

Щоб визначити період сигналу необхідно визначити час у точках R-зубців та відняти від значення часу поточного R-зубця –  $t_2$ , попереднє значення –  $t_1$  (рис. 2.6) Звідси можна отримати такі співвідношення для періоду

$$T = t_2 - t_1, \quad (3.9)$$

частоти

$$f = \frac{1}{T}, \quad (3.10)$$

та серцевого ритму

$$bpm = f \cdot 60. \quad (3.11)$$

Для формування другого потоку за основу беремо вихідний сигнал  $X$ , диференціюємо і кожен відлік підносимо до квадрату, це підсилює проміжки з високою амплітудою:

$$y[n] = (\Delta X[n])^2 \quad (3.12)$$

Апроксимацію диференціюючого оператора здійснюємо з точністю до 2-го порядку:

$$\Delta X[i] = \frac{x[i+1] - x[i-1]}{2T_{SR}}, \quad (3.13)$$

де  $T_{SR}$  і  $f_{SR}$  – період та частота дискретизації,  $T_{SR} = \frac{1}{f_{SR}}$ .



Множник  $T_{SR}$  спричиняє додаткове підсилення результуючого сигналу, тому його можна упускати. Після процедури диференціювання здійснюється інтегрування цього сигналу ковзним вікном, яке вибирають рівним 140-160 мс, що містить весь QRS-комплекс [18, 20, 24]:

$$Y_i[k] = \frac{1}{w_{QRS}} \sum_{n=k-n_d+1}^{n=k+n_d} y[n], \quad (3.14)$$

$$\text{при } k \geq n_d = \frac{w_{QRS}}{2},$$

де  $w_{QRS}$  – величина інтегрувального вікна.

Задавши ковзні оцінки рівня сигналу та шуму, на основі  $Y[i]$  розраховуємо адаптивні порогові значення  $h_2$ .

У сформованих сигналах проводимо пошук точок, які перевищують порогові значення. Інтервали, в яких відбувається перевищення обох порогів одночасно, відмічаємо як такі, що містять R-зубець. Функція, що описує можливе положення R-зубця, має такий вигляд:

$$\Theta[n] = \begin{cases} 1, & \text{при } h_1 < X[n], h_2 < Y[n], \\ 0, & \text{в інших випадках.} \end{cases} \quad (3.15)$$

Після виділення меж інтервалу, де  $\Theta[n]=1$ , проводимо пошук максимуму. Прийняття рішення щодо виявленого R-зубця проводимо за такими правилами: поріг виявлення, зупинка виявлення (blanking) на визначений період часу – 250 мс, щоб уникнути передчасного виявлення, та зворотній пошук, де проводиться аналіз по відбракованих R-зубцях, якщо протягом значного часу не виявлено жодного R-зубця. На основі рекомендацій [3] із врахуванням окремих патологій за найвище значення ЧСС прийнято 240 уд/хв (тобто мінімальний RR-інтервал дорівнює 250 мс, що може проявлятися у немовлят або при деяких видах аритмій та тахікардій), а за найнижче значення ЧСС прийнято 30 уд/хв (відповідає RR-інтервалу довжиною 2 с; це може бути RR-пауза або, наприклад, нічна брадикардія). Якщо проміжок між виявленим і попереднім R-зубцем

перевищує 2 с поводитися зворотній пошук R-зубців, при цьому враховуються тривалості останніх трьох RR-інтервалів та середнє значення довжини RR-інтервалу, розраховане по значеннях тривалостей 10 останніх інтервалів. Результати роботи запропонованого алгоритму виявлення зображено на рисунку 3.12. Символи “\*” позначають виявлені R-зубці, а їх часові координати використовуються для формування послідовності RR-інтервалів. Із відстаней між R-зубцями отримуються серцеві цикли. На рисунку 3.13 показано часові інтервали між сусідніми ударами серця (RR-інтервали)

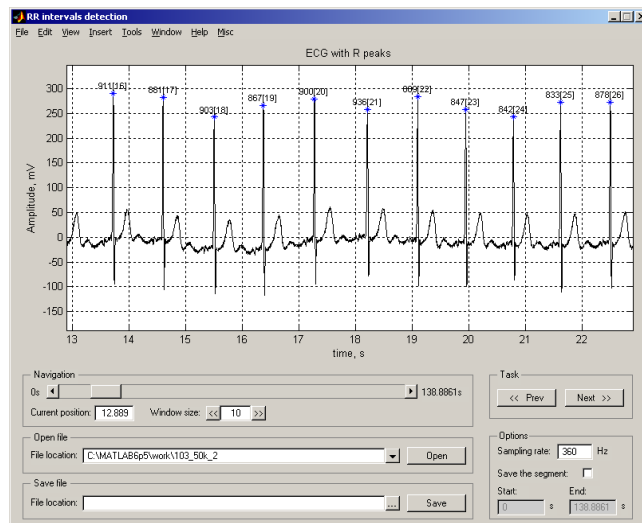


Рис. 3.12. Результат виявлення R-зубців

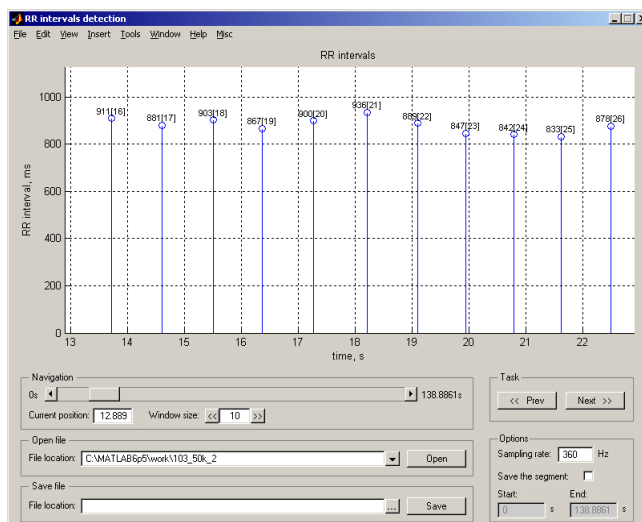


Рис.3.13. Сегмент сигналу серцевого циклу (ряди кардіоінтервалів)

### 3.3. Виявлення моменту розладки

3.3.1 Побудова функціоналу відношення правдоподібності виявлення. Задачу виявлення нестационарної ВСР вирішуємо методами статистичної теорії рішень. У результаті аналізу приймаємо рішення про наявність або відсутність нестационарної ВСР в спостережуваній послідовності. Через статистичну природу аналізованого РКС, прийняте рішення має певний ступінь вірогідності. Для одержання рішення необхідно виконати дві умови.

По-перше, повинна бути відома деяка апіорна інформація про склад вихідного сигналу ПОД (функції розподілу значень стаціонарної складової (СС) на виході ПОД  $W_0(q)$  рис. 3.14, і спосіб комбінування стаціонарної і ПК складової та форма очікуваної ВСР).

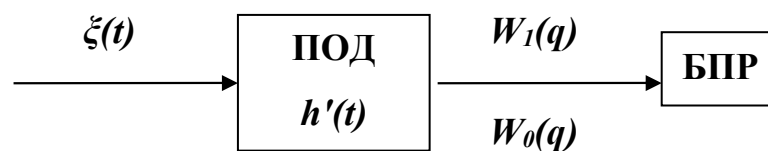


Рис. 3.14. Структурна схема виявлення нестационарної ВСР

По-друге, обробка вихідного сигналу ПОД й прийняття рішення про наявність або відсутність нестационарної ВСР повинні бути виконані за визначеним правилом (блок прийняття рішення (БПР)).

При бінарному виявленні нестационарної ВСР є дві групи подій.

У першу групу входять дві події, що відображають фактичну ситуацію в спостережуваній послідовності. В другу групу входять дві інші події, що відображають фактичну ситуацію на виході ПОД.

У процесі спостереження в кожній з реалізацій матиме місце одна з подій першої групи й одна з подій другої групи. У результаті виникне один з чотирьох варіантів одночасного настання двох залежних подій. Два з них дадуть безпомилкове рішення:  $H_1$  і  $H'_1$  – правильне виявлення нестационарної ВСР й  $H_0$  і  $H'_0$  – правильне не виявлення нестационарної ВСР. І два варіанти дадуть помилкові рішення:  $H_1$  і  $H'_0$  – пропуск нестационарної ВСР й  $H_0$  і  $H'_1$  –

помилкове виявлення. Помилкові варіанти з'являться завдяки статистичному (стохастичному) характерові вихідного сигналу ПОД.

3.3.2 Перевірка гіпотез. Перевірку гіпотез здійснимо за певним критерієм оптимальності. Доцільність застосування критерію визначатимемо характером задачі виявлення нестационарної ВСР та відомістю або невідомістю апіорних імовірностей  $p_{pr}(H_1)$  і  $p_{pr}(H_0)=1-p_{pr}(H_1)$ . Умовна імовірність помилкового виявлення (за умови, що нестационарної ВСР немає), дорівнює:

$$P(H'_1|H_0) = P[q(t) \geq h] = \int_h^{\infty} W_0(q) dq. \quad (3.16)$$

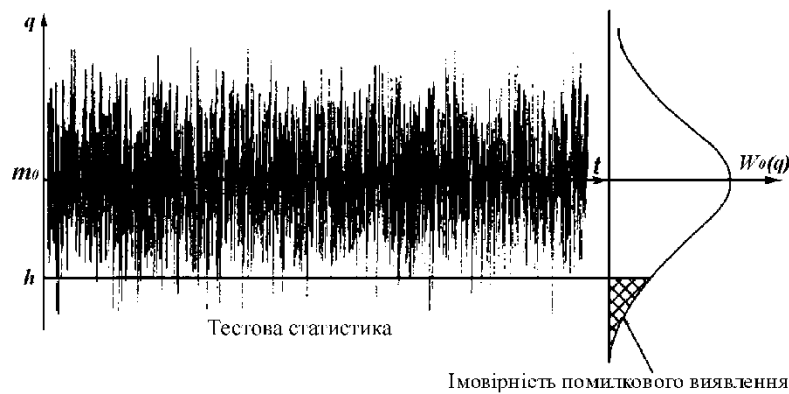


Рис. 3.15. Імовірність помилкового виявлення

Тоді імовірність помилкового виявлення:

$$P(H_0 \cap H'_1) = P(H_0) \cdot P(H'_1|H_0) = P(H_0) \int_h^{\infty} W_0(q) dq.$$

Умовна імовірність пропуску нестационарної ВСР за умови її наявності:

$$P(H'_0|H_1) = P[q(t) \leq h] = \int_0^h W_1(q) dq. \quad (3.17)$$

$$P(H_1 \cap H'_0) = P(H_1) \cdot P(H'_0|H_1) = P(H_1) \int_0^h W_1(q) dq.$$

Події  $(H_0 \cap H'_1)$  і  $(H_1 \cap H'_0)$  несумісні. Тоді імовірність прийняття одного з двох помилкових рішень відповідно до правила додавання імовірностей дорівнює:

$$\begin{aligned} P[(H_0 \cap H'_1) \text{ або } (H_1 \cap H'_0)] &= (H_0 \cap H'_1) + (H_1 \cap H'_0) = \\ &= P(H_0) \int_h^\infty W_0(q) dq + P(H_1) \int_0^h W_1(q) dq \end{aligned} \quad (3.18)$$

Якщо змінити межі інтегралів, то цей вираз можна представити також у наступному вигляді:

$$P[(H_0 \cap H'_1) \text{ або } (H_1 \cap H'_0)] = 1 - \left[ P(H_0) \int_0^h W_0(q) dq + P(H_1) \int_h^\infty W_1(q) dq \right]. \quad (3.19)$$

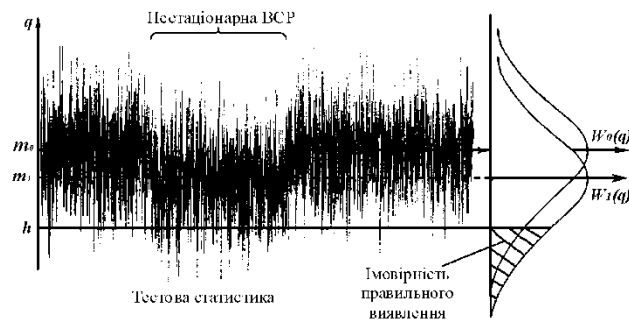


Рис. 3.16. Імовірність виявлення нестационарності ВСП

Імовірність прийняття правильного рішення (див. рис. 3.16) дорівнює:

$$\begin{aligned} P[(H_0 \cap H'_0) \text{ або } (H_1 \cap H'_1)] &= 1 - [(H_0 \cap H'_1) \text{ або } (H_1 \cap H'_0)] = \\ &= P(H_0) \int_0^h W_0(q) dq + P(H_1) \int_h^\infty W_1(q) dq \end{aligned} \quad (3.20)$$

Для відшукування оптимального рівня порога  $h$  необхідно визначити його значення, при якому імовірність правильного рішення буде максимальна.

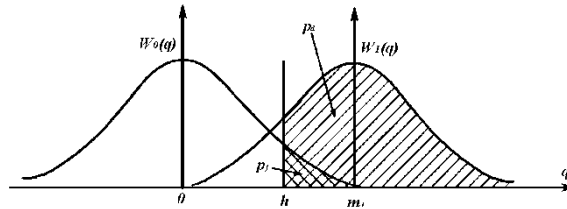


Рис. 3.17. Нормальні густини імовірності стаціонарної  $W_0(q)$  і нестаціонарної ВСП  $W_1(q)$ .

На рисунку 3.17 наведено густини імовірності стаціонарної і нестаціонарної ВСП. При  $P(H_0)=P(H_1)=0,5$  оптимальний рівень порогу визначається точкою перетину функцій розподілу  $W_0(q)$  і  $W_1(q)$ . Для прийняття рішення про наявність нестаціонарної ВСП необхідно, щоб:

$$\frac{W_1(q)}{W_0(q)} \geq \frac{P(H_0)}{P(H_1)}. \quad (3.21)$$

Коли рішення приймається по  $N$  відліках РКС, отриманих в інтервалі спостереження, функції розподілу  $W_0$  і  $W_1$  стають багатовимірними.

$$\frac{W_1(q_1, q_2, q_3, \dots, q_N)}{W_0(q_1, q_2, q_3, \dots, q_N)} \geq \frac{P(H_0)}{P(H_1)}. \quad (3.22)$$

Цей статистичний критерій є найпростішим. Його називають критерієм ідеального спостерігача [9]. Основними недоліками є – відсутність на практиці апріорних імовірностей наявності  $P(H_1)$  або відсутності  $P(H_0)$  нестаціонарної ВСП в спостережуваній послідовності та неврахування наслідків помилкових рішень.

Для їх усунення вводять вагові коефіцієнти  $B$  і  $C$ , що характеризують втрати, пов'язані з помилковим виявленням і пропуском нестаціонарної ВСП:

$$P[(H_0 \cap H'_1) \text{ або } (H_1 \cap H'_0)] = B \cdot P(H_0 \cap H'_1) + C \cdot P(H_1 \cap H'_0). \quad (3.23)$$

У цьому випадку для прийняття рішення про наявність нестаціонарної ВСП необхідне виконання нерівності:

$$\frac{W_1(q_1, q_2, q_3, \dots, q_N)}{W_0(q_1, q_2, q_3, \dots, q_N)} \geq \frac{B \cdot P(H_0)}{C \cdot P(H_1)}. \quad (3.24)$$

Цей статистичний критерій називають критерієм мінімального ризику. Його практичне використання ускладнюється відсутністю апіорних імовірностей  $P(H_1)$  і  $P(H_0)$ , та апіорних оцінок важливості вагових коефіцієнтів  $B$  і  $C$ . Він, як і критерій ідеального спостерігача, відноситься до так названих байєсовських критеріїв.

Ще одним поширеним критерієм є критерій максимальної правдоподібності [9]. Наведену вище функцію розподілу  $N$  випадкових значень сигналу на виході ПОД  $W(q_1, q_2, q_3, \dots, q_N)$  називають функцією правдоподібності. Рішення про наявність нестационарної ВСР приймаємо в тому випадку, коли функція правдоподібності  $W_1$  перевершує функцію правдоподібності  $W_0$ :

$$\frac{W_1(q_1, q_2, q_3, \dots, q_N)}{W_0(q_1, q_2, q_3, \dots, q_N)} \geq 1.$$

Деякі апіорні імовірності, необхідні для прийняття рішення про наявність нестационарної ВСР, на практиці невідомі. Тому найчастіше використовують ще один критерій, який не залежить від цих імовірностей і забезпечує максимальну імовірність правильного виявлення  $P(H_1 \cap H'_1)$  (далі  $p_d$ ) при заданій імовірності помилкового виявлення  $P(H_0 \cap H'_1)$  (далі  $p_f$ ). [9]. Це критерій Неймана-Пірсона. Відповідно до нього величина порогу  $h$  у правій частині відношення правдоподібності вибирають із заданої умовної імовірності помилкового виявлення:

$$P[q(t) \geq h] = \int_h^{\infty} W_0(q) dq. \quad (3.25)$$

Таким чином, розв'язування задачі виявлення нестационарної ВСР зводиться до обчислення відношення, яке називають відношенням правдоподібності.

$$L = \frac{W_1(q_1, q_2, q_3, \dots, q_N)}{W_0(q_1, q_2, q_3, \dots, q_N)}, \quad (3.26)$$

Рішення про наявність нестационарної ВСР приймають, коли це відношення перевищує деякий рівень  $h$ , встановлений залежно від прийнятого критерію.

3.3.3 Критерій виявлення нестационарної ВСР. У цьому випадку на інтервалі  $[0, T]$  спостерігається послідовність  $x(t)$ , що є сумішшю  $F$  стаціонарної випадкової складової  $s(t)$  і нестационарної випадкової складової  $\eta(t)$ :

$$x(t) = \begin{cases} s(t), & 0 < t \leq t_i \\ F(s(t), \eta(t)), & t_i < t < T \end{cases}, \quad (3.27)$$

де  $t = nT_d$ ,  $n = \overline{1, \infty}$ ,  $T_d$  — період дискретизації. Імітаційним моделюванням отримано ЕКС зі стаціонарною та періодично корельованою варіабельністю РКС — рис. 3.18, а і рис. 3.19, а (їх РКС, на рис. 3.18, б і рис. 3.19, б)

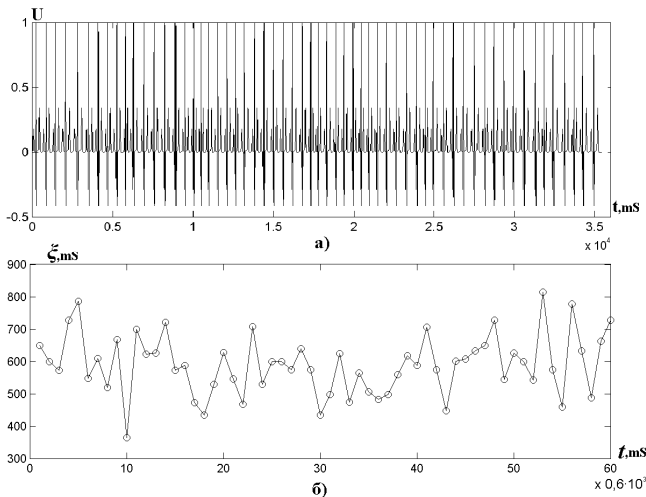


Рис. 3.18. ЕКС зі стаціонарною варіабельністю його РКС (а) та відповідний РКС (б)

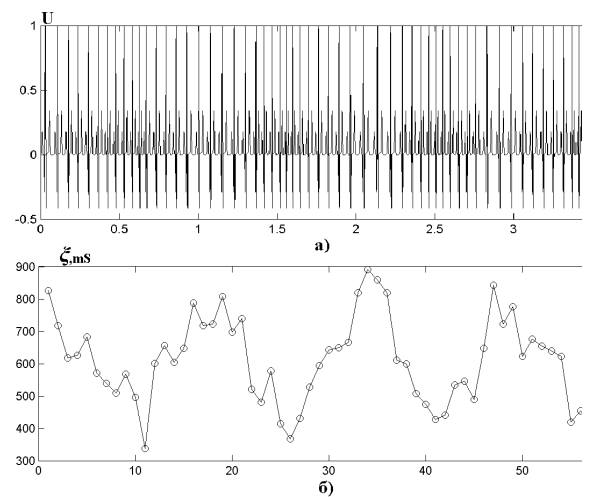


Рис.3.19. ЕКС з періодично корельованим РКС (а) та його РКС (б)



ЕКС з переходом від стаціонарної до періодично корельованої варіабельності РКС зображено на рис. 3.20, а, відповідний РКС — на рис. 3.20, б.

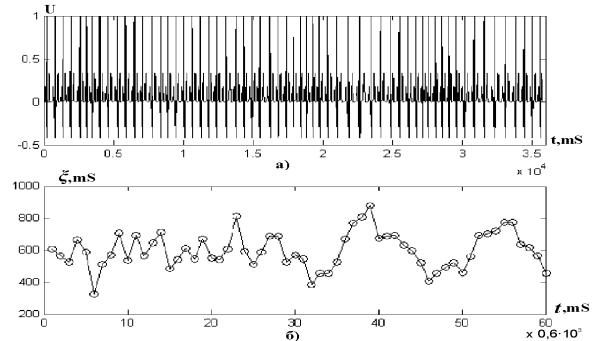


Рис. 3.20. ЕКС зі зміною статистичних характеристик його РКС (а) та його РКС (б)

Отриманий РКС опишемо як:

$$\eta(t) = m + n(t),$$

де  $m = const$  — період повторюваності R-зубців;  $n(t)$  — стохастична складова (наприклад, гаусів білий шум). Якщо РКС нестационарний ПКВП, то математичне сподівання  $m_\xi(t)$  та кореляція  $r_\xi(t, s)$  матимуть вигляд:

$$m_\xi(t) = m_\xi(t + T_K), \quad r_\xi(t, s) = r_\xi(t + T_K, s + T_K),$$

де  $T_K$  — період корельованості ПКВП. Моделлю цього випадку є вираз

$$x(t) = \eta(t) + \theta \cdot \xi(t), \quad (3.28)$$

де  $\theta \in \{0, 1\}$ .

Оптимальні пристрої виявлення нестационарної ВСП, зображені на рис. 3.21.

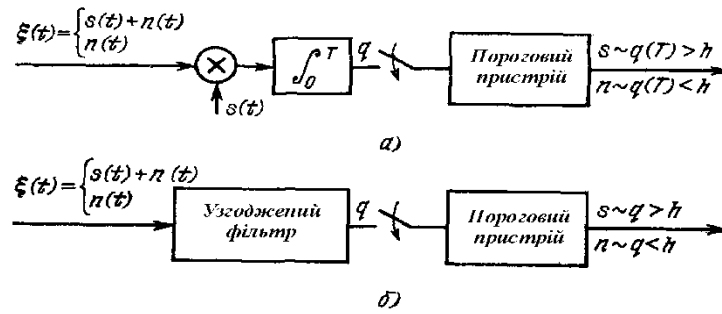


Рис. 3.21. Функціональні схеми оптимальних пристроїв виявлення нестационарної ВСП

Як впливає з формули (3.34), рішення про наявність або відсутність нестационарної ВСП повинне прийматися на підставі порівняння з деяким  $h$

$$q = \frac{2}{N_0} \int_0^T \xi(t) s(t) dt \begin{matrix} > h, & H_1 \\ < h, & H_2 \end{matrix} \quad (3.35)$$

Нехай нестационарна ВСП присутня, тобто  $\xi(t) = s(t) + \eta(t)$ . Тоді величина

$$q(H_1) = \frac{2}{N_0} \int_0^T [s(t) + \eta(t)] s(t) dt, \quad (3.36)$$

матиме математичне сподівання і дисперсію:

$$\begin{aligned} m_1(q) &= M\{q(H_1)\} = \frac{2}{N_0} \int_0^T M\{[s(t) + \eta(t)]s(t)\} = \frac{2}{N_0} \int_0^T M\{s(t)^2\} = 2E / N_0, \\ D_1(q) &= M(q(H_1)^2) - \{M(m_1)\}^2 = \\ &= \frac{4}{N_0^2} \int_0^T s^4(t) dt + \frac{4}{N_0^2} \int_0^T \int_0^T M\{\eta(t_1)\eta(t_2)\} s(t_1)s(t_2) dt_1 dt_2 - \frac{4E^2}{N_0^2} = \frac{2E}{N_0}, \end{aligned} \quad (3.37)$$

Під час відсутності нестационарної ВСП  $\xi(t) = \eta(t)$  і випадкова величина

$$q(H_0) = \frac{2}{N_0} \int_0^T \eta(t)s(t)dt, \quad (3.38)$$

має також нормальну густину імовірності  $W_0(q)$ , причому

$$m_0(q) = M\{q(H_0)\} = 0, \quad D_0(q) = M\{q(H_0)^2\} = 2E/N_0, \quad (3.39)$$

Відповідно до критерію Неймана – Пірсона імовірність помилкового виявлення  $p_f$  повинна бути задана:

$$p_f = \int_h^\infty p_0(q) dq = 1 - \Phi\left(\frac{h - m_0}{\sqrt{D_0}}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{h}{\sqrt{2E/N_0}}\right), \quad (3.40)$$

де  $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{u^2}{2}} du$  — інтеграл імовірності.

Тоді імовірність правильного виявлення

$$p_d = \int_h^\infty p_1(q) dq = 1 - \Phi\left(\frac{h - m_1}{\sqrt{D_1}}\right) = 1 - \Phi\left(-\frac{h}{\sqrt{2E/N_0}} - \sqrt{\frac{2E}{N_0}}\right). \quad (3.41)$$

З (3.40), (3.41) видно, що за заданою імовірністю  $p_f$  однозначно визначається  $h$ :

$$h = \sqrt{D_0} \Phi^{-1}(1 - p_f) + m_0, \quad (3.42)$$

Криві виявлення нестационарної ВСП, наведені на рисунку 3.22 (ордината — імовірність, абсциса — відношення енергій, дБ) для різних імовірностей помилкового виявлення.

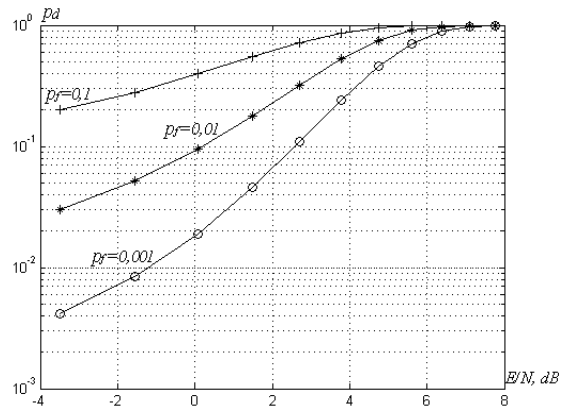


Рис. 3.22. Характеристики достовірності виявлення нестационарності ВСР

Характеристики достовірності виявлення нестационарності ВСР відображають залежність імовірності правильного виявлення  $p_d$  від відношення енергій при фіксованій імовірності помилкового виявлення  $p_f$ .

## РОЗДІЛ 4

КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ВИЯВЛЕННЯ ВАРІАБЕЛЬНОСТІ  
РИТМІКИ, ЦИКЛІЧНОСТІ ТА ЕВЕНТУАЛЬНОСТІ4.1 Особливості розроблення методів виявлення евентуальних ритмічних  
біосигналів для систем голтерівського моніторингу

При побудові оптимальних фільтрів у системах голтерівського моніторингу покладено, що частоти та моменти часу індексовано відповідно з моделлю спотворень у каналі зв'язку. Індксацією сигнал розбито на підмножини  $\{\hat{s}_i\}_l^g$ , а результат ЦСА стає декомпозицією некорельованих та взаємнокорельованих компонент. Якщо за порідну послідовність індексів взято такти  $nT_d$ ,  $n = \overline{1, \infty}$  дискретизації при АЦП, то індекси спектрального представлення подаються через індекси слабо періодичної функції цифровим автоматом  $n \Rightarrow (i, l, g)$  [79]. На рисунку 4.1 (а) наведено блок-схему одного з варіантів такого автомату, а на рисунку 4.1 (б, в) — блок-схему його застосування при обчисленні математичного сподівання компонентів випадкової складової. Параметри  $M$  та  $N$  є аргументами критерію, який обчислюється за оперативним спектром прийнятої радіохвилі під час адаптації АЦП до сигналу.

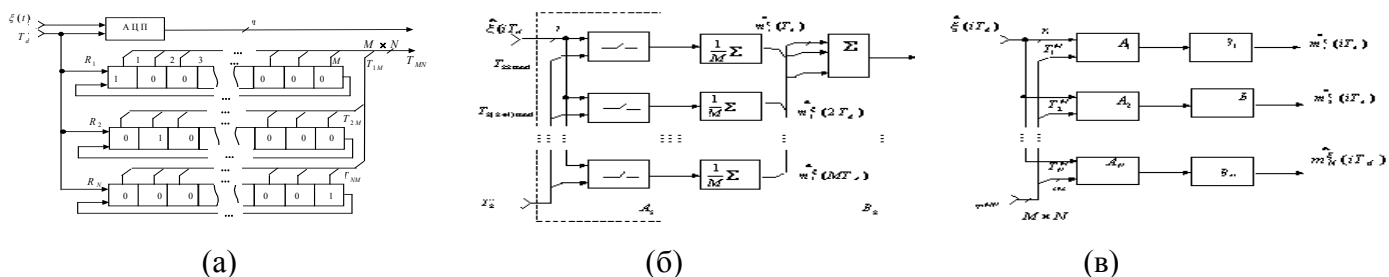


Рис. 4.1. Генератор індексів (а) і їх застосування при обчисленні математичного сподівання однієї стаціонарної компоненти (б) та всіх компонентів (в) ( $R$  — циклічний регістр зсуву записаної у ньому  $M$ -

послідовності, де  $M$  — період корельованості,  $N$  — кількість стаціонарних компонент)

#### 4.2 Структура фільтру параметрів варіабельності серцевої ритміки

Той факт, що тривалість циклів серцевих скорочень здорової людини постійно змінюється, став стимулом для розробки методів кількісної оцінки стану серця [22, 27]. В основу стандартних методів аналізу ВСР покладено виміри часових інтервалів між R-зубцями ЕКГ — RR інтервалів та їх реєстрацію [4, 10, 11]. Для аналізу застосовують зображення RR-інтервалів послідовності у вигляді КРГ, що показано на рисунку 4.2. В нормі амплітуда коливань становить 5-10 % від тривалості кардіоциклу і залежить від пори доби та стану пацієнта.

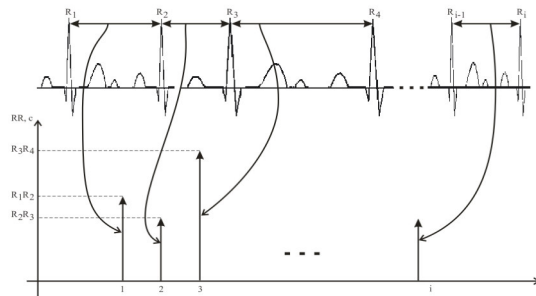


Рис. 4.2. Схема формування КРГ (Вісь абсцис — номер RR інтервалу, вісь ординат — довжина R-R інтервалу)

На кардіоцикл випадковим чином впливають центральна і вегетативна нервова система, насичення крові киснем і вуглекислим газом, рефлекс [1]. Ці впливи вважають стаціонарними, тому ВСР вважають стаціонарним процесом в широкому сенсі [10, 11, 21, 22]. Існують фактори, пов'язані з майже періодичними впливами на систему кровообігу (зміни положення тіла, зміна шляху переміщення пацієнта при мобільному телемоніторингу), які спричиняють нестаціонарність впливу на повідомлення про ВСР і особливо проявляються при довготривалому відборі кардіосигналу — холтерівському моніторингу. З властивостей кореляційної функції КРГ випливає, що вона є слабо періодичною зі скінченою середньою потужністю протягом періоду [22]. Якщо КРГ вважати періодично корельованим випадковим процесом (ПКВП), то

цей факт при аналізі КРГ і побудові оптимального фільтру її телевимірювань враховано [18].

Прийнявши період корельованості ПКВП наперед відомим, розглянуто три відомих методи оцінювання математичного сподівання та кореляційної функції: когерентний — для скінченої великої кількості стаціонарних компонент (див. рис. 4.3), компонентний — для скінченої невеликої кількості стаціонарних компонент та фільтровий — для нескінченно великої кількості стаціонарних компонент [6, 30]. Останній підходить для холтерівського моніторингу — довготривалого спостереження ВСР.

З точки зору лінійної фільтрації компонентний і когерентний методи визначення імовірнісних характеристик ПКВП можна розглядати як частинні випадки одного методу отримання оцінок — фільтрового [6, 54]:

$$m(t) = \int_{t_0}^t \xi(\tau)h(t - \tau)d\tau = \int_0^{t-t_0} \xi(t - \tau)h(\tau)d\tau \quad (4.1)$$

Реалізацію процесу задано на інтервалі  $[t_0, t]$  і довжина її складає  $t - t_0 = NT_k$ . Якщо імпульсно-вагову функцію  $h(\tau)$  вибрати у вигляді :

$$h(\tau) = 1/N \sum_{n=0}^{N-1} \delta(\tau - nT_k) \quad (4.2)$$

то отримаємо когерентний метод аналізу ПКВП [5].

На рисунку 4.3 наведено КРГ з періодом корельованості  $T_k$ , оцифровану з періодом дискретизації  $T_d$  та стаціонарні компоненти  $\xi^N$ .

На рисунку 4.4 наведено результат роботи когерентного методу — стаціонарну компоненту, яка складається з 5 реалізацій, довжиною 30 відліків.

У випадку коли

$$h(\tau) = 1/(t - t_0) \sum_{k=-N_1}^{N_1} e^{ik\frac{2\pi}{T_k}} \quad (4.3)$$

де  $N_1$  — кількість компонент, що підлягають оцінюванню, отримаємо компонентний метод.

Якщо ПКВП класу  $\pi$  (зі скінченною потужністю) є гармонізованим, то за означенням класу  $\pi^T$  (зі скінченною потужністю на проміжку  $T$ ) гармоніки з частотами

$$\mu = \lambda + j \frac{2\pi}{T_k}, j \in Z, \quad (4.4)$$

де  $T$  — період корельованості ПКВП, не будуть корельованими.

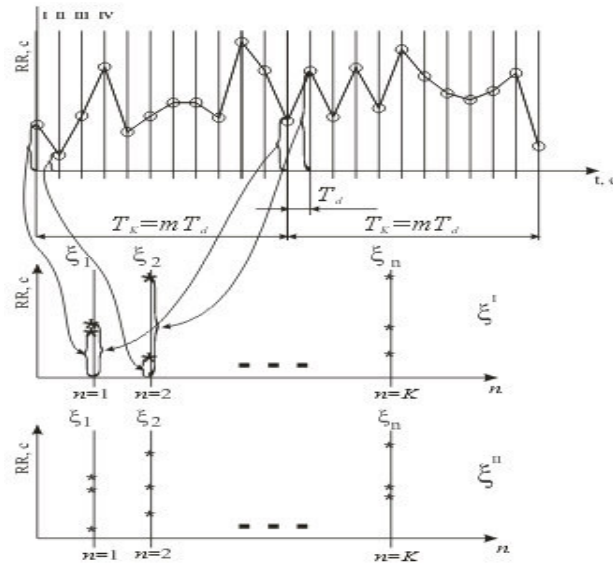


Рис. 4.3. Когерентний метод аналізу КРГ ( $n$  — номер відліку, трикрапкою позначено непоказані на рисунку прямі)

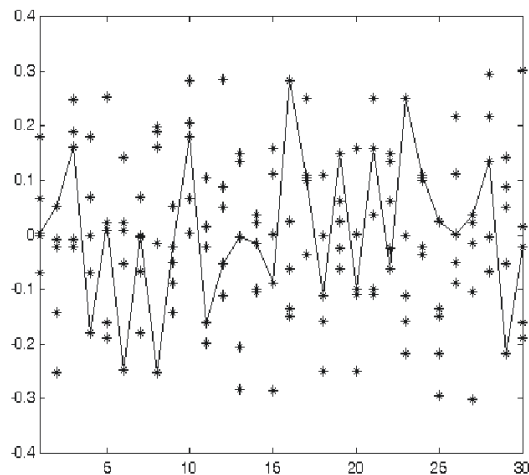


Рис.4.4. Стаціонарна компонента, отримана когерентним методом (лінією виділена одна з реалізацій, вісь абсцис — номер відліку, вісь ординат — значення відліку, с.)



Лише гармоніки з частотами які утворюють арифметичну прогресію з першим елементом  $\lambda$  та іншими, що відрізняються на  $\frac{2\pi}{T_k} = \Lambda$  мають скінчену повну дисперсію. Це означає, що набір з ідеальних смугових фільтрів  $\{H_k^\Lambda, k \in Z\}$  з смугами пропускання

$$\left[ \left( k - \frac{1}{2} \right) \Lambda, \left( k + \frac{1}{2} \right) \Lambda \right) \quad (4.5)$$

розділяє КРГ на вузько смуговий стаціонарний та стаціонарний випадковий процеси модульовані частотою  $k\lambda$  [15]. Тому для визначення параметрів ВСП отриману КРГ пропускали через набір смугових фільтрів (4.5). Передбачається, що компоненти розділені в часі, тому кожен наступний фільтр починає свою роботу через деякий проміжок часу, відносно попереднього фільтра. Довжину вказаного проміжку часу вибиралося рівною тривалості імпульсної характеристики фільтра — рисунок 4.4. На виході кожного фільтра отримуємо стаціонарну компоненту.

На рисунку 4.5 позначено:  $(h_1, h_2, \dots, h_N)$  — імпульсно-вагові характеристики фільтрів,  $n$  — номер відліку,  $t$  — час,  $\xi^N$  — стаціонарна компонента на виході відповідного фільтра; трикрапкою позначено не показані на рисунку компоненти та характеристики фільтрів)

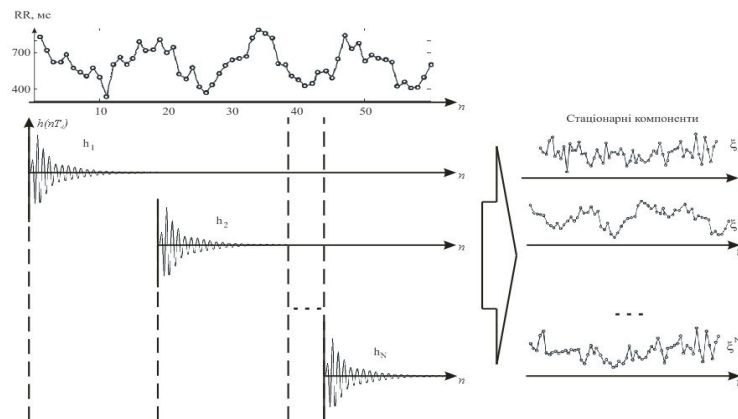


Рис. 4.5. Фільтровий метод аналізу РКГ

Для реалізації фільтрового методу формулу (4.1) перетворено від інтегралу згортки до загорткової суми:

$$\hat{m}(nT_d) = \sum \hat{\xi}(mT_d) \hat{h}(nT_d - mT_d) \quad (4.6)$$

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

Застосувавши Z-перетворення до (3.6) отримуємо:

$$\hat{M}(Z^{-1}) = \hat{H}(Z^{-1}) \hat{\Xi}(Z^{-1}) \quad (4.7)$$

де  $Z^{-1} = e^{-i2\pi f T_d}$

Характеристика  $\hat{H}(Z^{-1})$  повинна задовольняти (4.5).

Амплітудно-частотна характеристика (АЧХ) реалізована через апроксимацію поліномами Чебишева (рис. 4.6).

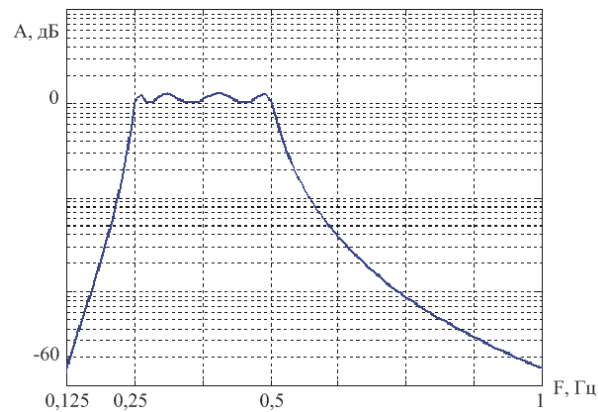


Рис. 4.6. АЧХ фільтра (характерні частоти 0,125; 0,25; 0,5; 1 Гц)

Кожен смуговий фільтр розраховано за методикою [9]. З огляду на стійкість та керовність фільтра, фільтри з характеристикою  $\hat{H}(Z^{-1})$  реалізовано за допомогою послідовного з'єднання ланок другого порядку— цифрових резонаторів, схему яких наведено на рисунку 4.7 і 4.8, АЧХ одного з яких наведено на рисунку 4.9.

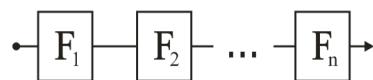


Рис. 4.7. Схема смугового фільтра ( $F_n$  — резонатор)

Описані фільтри реалізовано в середовищі Matlab. При практичній реалізації фільтрового методу виникла необхідність вибору  $T_k$ ,  $T_d$ ,  $T$ . Ці параметри визначалися з умов ефективності статистики та особливостей КРГ.

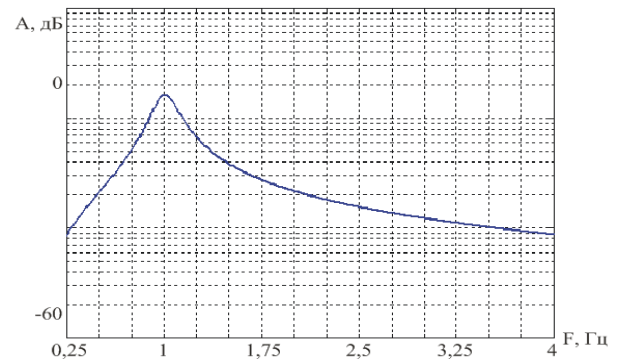
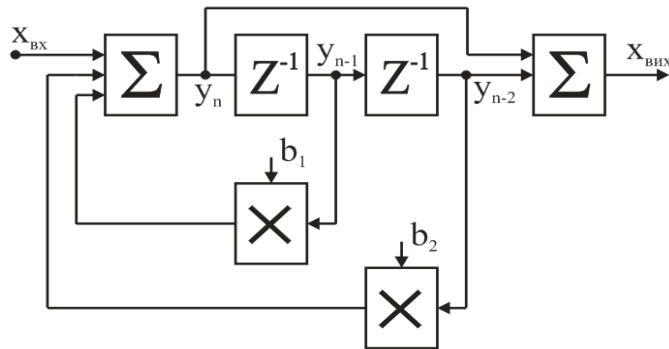


Рис. 4.8. Цифровий резонатор (позначення на схемі:  $Z^{-1}$  — регістр,  $\times$  — помножувач,  $\Sigma$  — суматор) Рис. 4.9. АЧХ цифрового резонатора (резонансна частота 1 Гц)

У випадку апіорної невідомості параметрів  $T_k$ ,  $T_d$ ,  $T$  сигналу застосовано адаптивні методи їх оцінки.

### 4.3 Програмне забезпечення комп'ютерного моделювання

Програмне забезпечення складається з програм моделювання ритмічних (RR), варіабельних стаціонарних (RRS) і нестаціонарних (періодично-корельваних) (RRPC) електрокардіосигналів, спектрограм аналізу (SPECGRAM), спектрального аналізу періодично-нестационарних послідовностей (SPEGRA2) та програм визначення достовірності їх виявлення. Останні входять у головну, управляючу програму PDPC.

Комп'ютерна модель дозволяє проводити дослідження в області автоматичного виявлення відомої варіабельності та варіабельності з невідомими параметрами з оцінкою цих параметрів. При виявленні варіабельності виконується адаптація параметрів програми.

## 4.4 Оцінювання достовірності алгоритму виявлення нестационарної ВСР

4.4.1 Тестові РКС. Тестування алгоритму виявлення нестационарної ВСР проводилось на трьох сигналах. Два з них тестові з відомими параметрами і один відібраний за допомогою системи ГМ CardioSens.

При відборі тестового РКС за допомогою системи ГМ CardioSens використано методику проведення ортостатичної проби. З відбраного ЕКС отримано РКС, зображений на рисунку 4.10 [9,11,14].

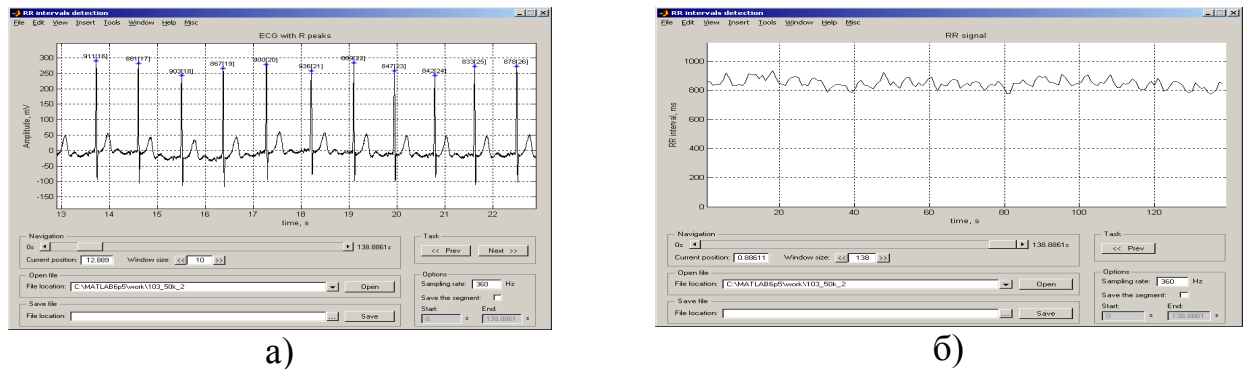


Рис. 4.10. Тестовий РКС №1: а) відліки досліджуваної вибірки; б) її спектрограма

Параметри тестових РКС:

1) навчальна вибірка – білий шум з матсподіванням  $m_{\xi_1} = 0$ , дисперсією  $D_{\xi_1} = 0,1$ , тривалістю 512 відліків – (рисунок 4.11) сигнал, що підлягає виявленню – ПКВП з лінійним наростанням енергії нестационарної складової з 256 відліку, період корельованості  $T = 16$  с., матсподіванням  $m_{\xi_1} = 0$ , дисперсією  $D_{\xi_1} = 0,1$ , тривалістю 512 відліків ( див. рисунок 4.12).

2) навчальна вибірка – ПКВП з незмінною енергією нестационарної складової на частотах  $f_1=1/4$  Гц.,  $f_2=1/31$  Гц.,  $f_3=1/7$  Гц.; період корельованості  $T = 39$  с., матсподіванням  $m_{\xi_2} = 0$ , дисперсією  $D_{\xi_2} = 0,1$ , тривалістю 512 відліків (див. рисунок 4.13); сигнал що підлягає виявленню – ПКВП з незмінною енергією нестационарної складової на частотах  $f_1=1/4$  Гц.,  $f_2=1/31$  Гц.,  $f_3=1/7$  Гц.; з лінійним наростанням енергії нестационарної складової з 256

відліку, період корельованості  $T = 39$  с., матсподіванням  $m_{\xi_1} = 0$ , дисперсією  $D_{\xi_1} = 0,1$ , тривалістю 512 відліків (див. рисунок 4.14).

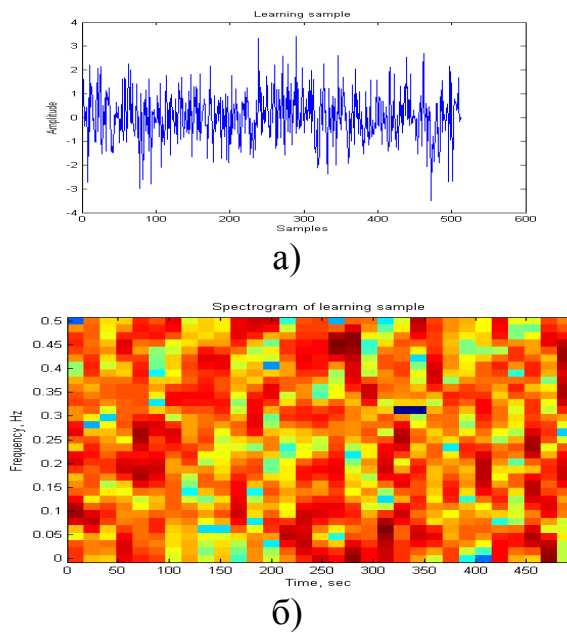


Рис. 4.11. Навчальна вибірка РКС №1:  
а) відліки навчальної вибірки;  
б) її спектрограма

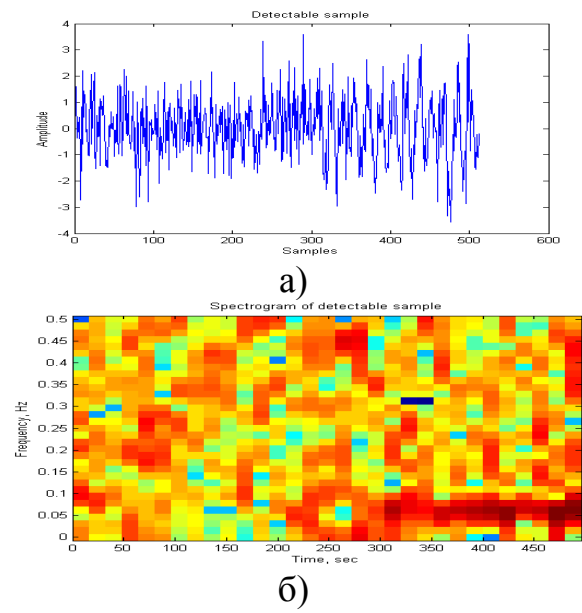


Рис. 4.12. Тестовий РКС №1:  
а) відліки досліджуваної вибірки;  
б) її спектрограма

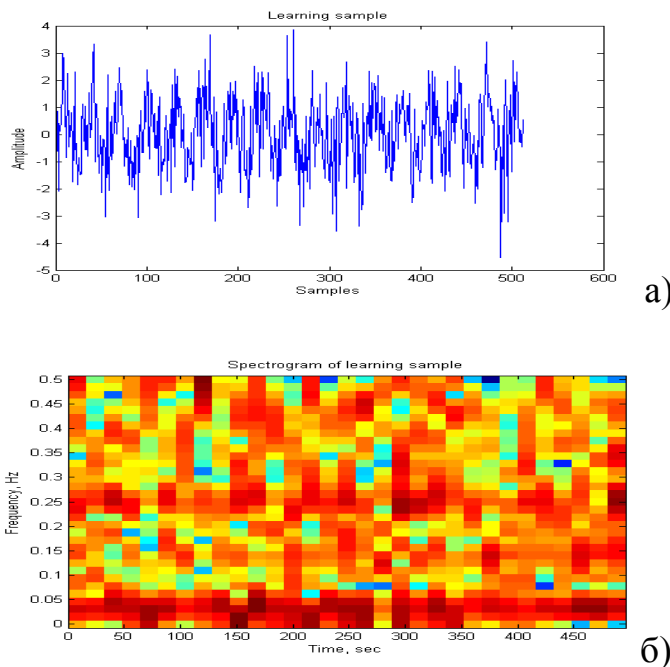


Рис. 4.13. Навчальна вибірка РКС №2:  
а) відліки навчальної вибірки;  
б) її спектрограма

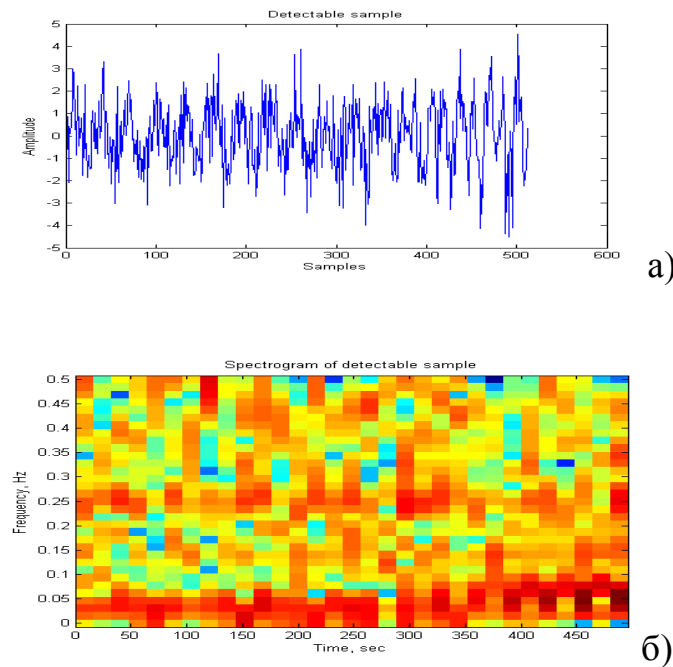
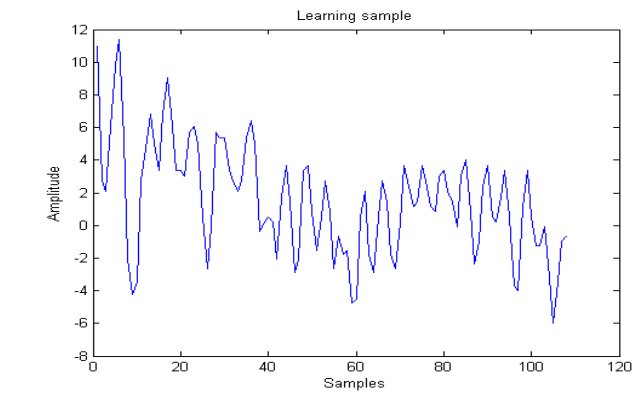
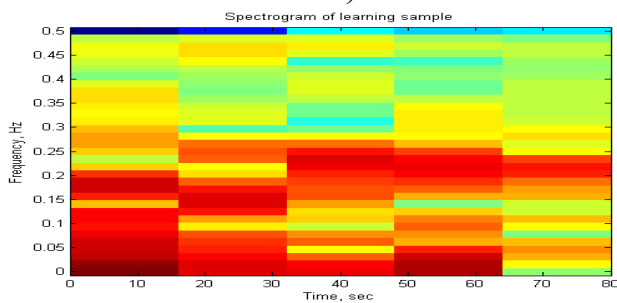


Рис. 4.14. Тестовий РКС №2:  
а) відліки досліджуваної вибірки;  
б) її спектрограма

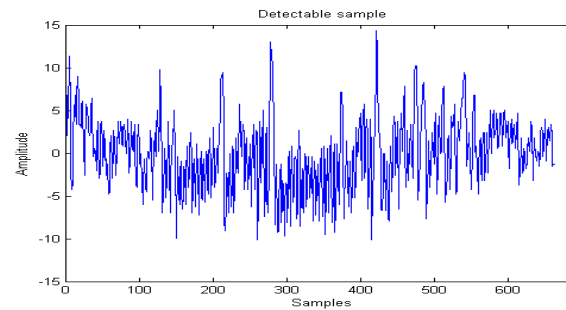
3) відібрана за допомогою системи ГМ CardioSens РКС навчальна вибірка – отримана для пацієнта в лежачому положенні в умовах спокою і ритмічного дихання показана на рисунку 4.15, сигнал що підлягає виявленню – отриманий при зміні положення тіла з лежачого в сидячий – на рисунку 4.16.



а)



б)



а)

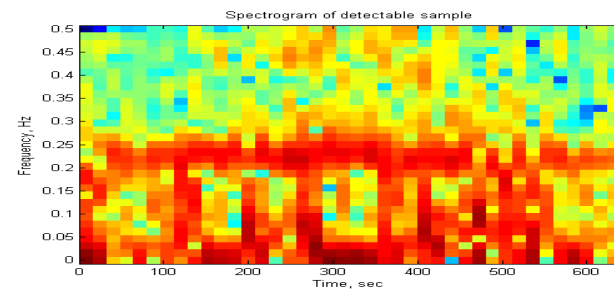


Рис. 4.15. Навчальна вибірка РКС №3:  
а) відліки навчальної вибірки;  
б) її спектрограма

Рис. 4.16. Тестовий РКС №3:  
а) відліки досліджуваної вибірки;  
б) її спектрограма

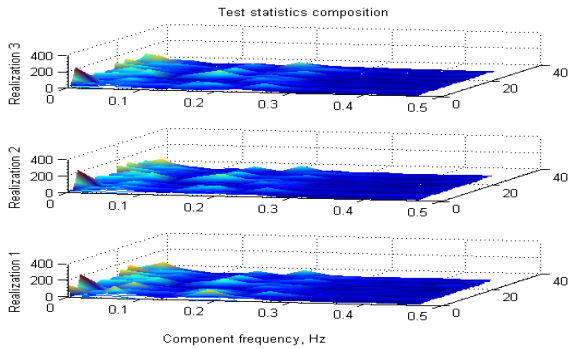
4.4.2. Обчислення тестової статистики. За навчальними вибірками формуються тестові статистики. А саме, відбираються відрізки розміром 64 відліки із наступним зсувом на 1 відлік, і так до кінця вибірки. Після чого для кожного відрізка обчислюється спектр потужності заданим методом ЦСА, зокрема вибрано когерентний метод (див. рисунок 4.17) і метод періодограм (рис.4.18). Спектр потужності отриманий методом періодограм обчислюється за виразом:

$$S(e^{j2\pi\lambda}) = \frac{\frac{1}{N} \left| \sum_{l=1}^N \omega_l \xi_l e^{-j2\pi\lambda l} \right|^2}{\frac{1}{N} \sum_{l=1}^N |\omega_l|^2}$$

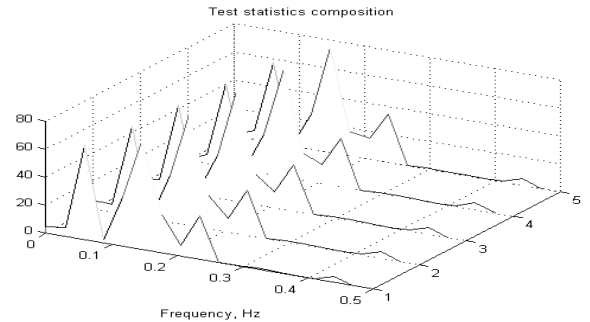
де,  $\omega$  — віконна функція.

За кожним відліком частоти розраховується матсподівання  $m_0$  і дисперсія  $D_0$  для обчислення порогу виявлення  $h$

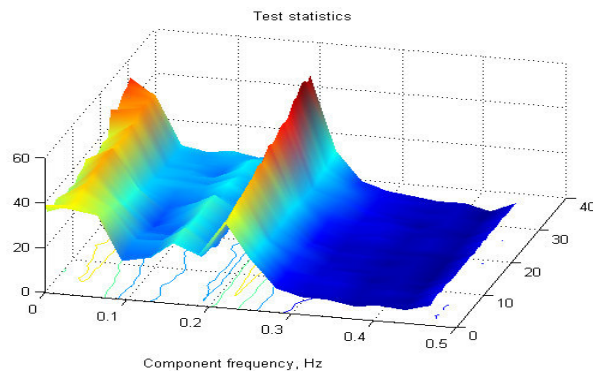
$$h = \sqrt{D_0} \Phi^{-1}(1 - p_f) + m_0.$$



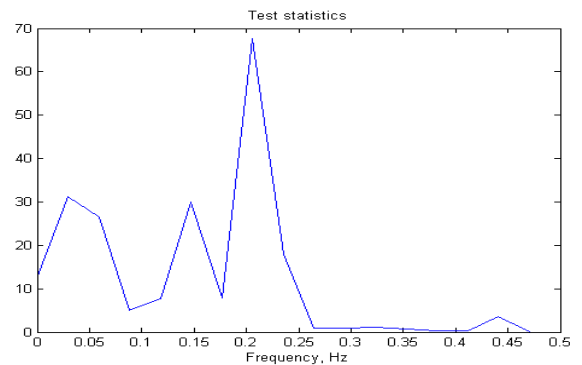
a)



a)



б)



б)

Рис. 4.17. Когерентний метод ЦСА:  
а) формування тестової статистики;  
б) тестова статистика

Рис. 4.18. ЦСА методом періодограм:  
а) формування тестової статистики;  
б) тестова статистика

З тестового РКС також відбирається відрізок розміром 64 відліки із наступним зсувом на 1 відлік. Кожна спектральна компонента з отриманого заданим методом ЦСА спектру потужності порівнюється з порогом  $h$ . При перевищенні порогу змінюється спектр, а отже приймається рішення про появу нестационарної ВСР (див. рис. 4.19 б, рис. 4.20 б). На рис. 4.19 а, і рис. 4.20 а, зображено спектри потужностей виявленої нестационарної ВСР когерентним методом і методом періодограм.

Типові характеристики виявлення рис.4.21, будуються за виразом:

$$p_d = 1 - \Phi\left(\frac{h - m_1}{\sqrt{D_1}}\right)$$

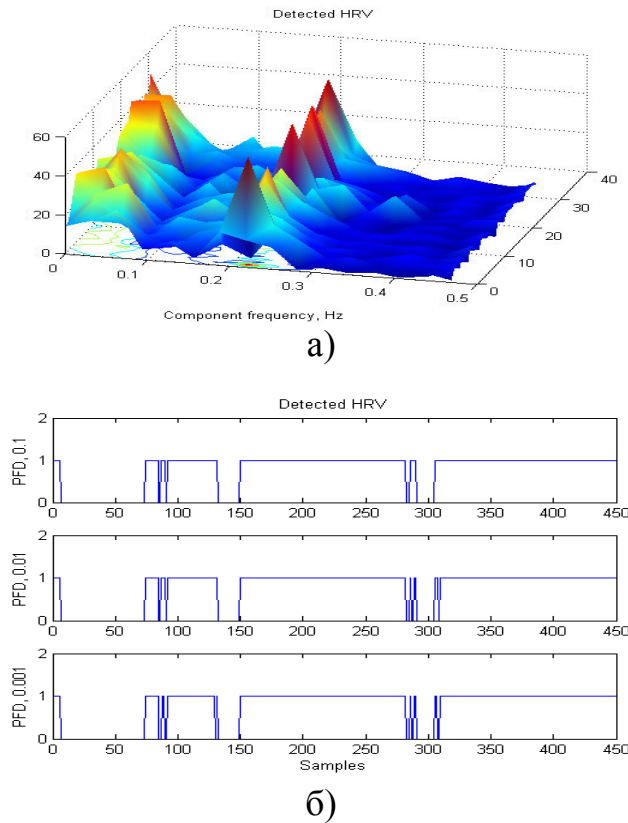


Рис. 4.19. Виявлена нестационарна ВСР когерентним методом: а) спектр потужності нестационарної ВСР; б) момент появи

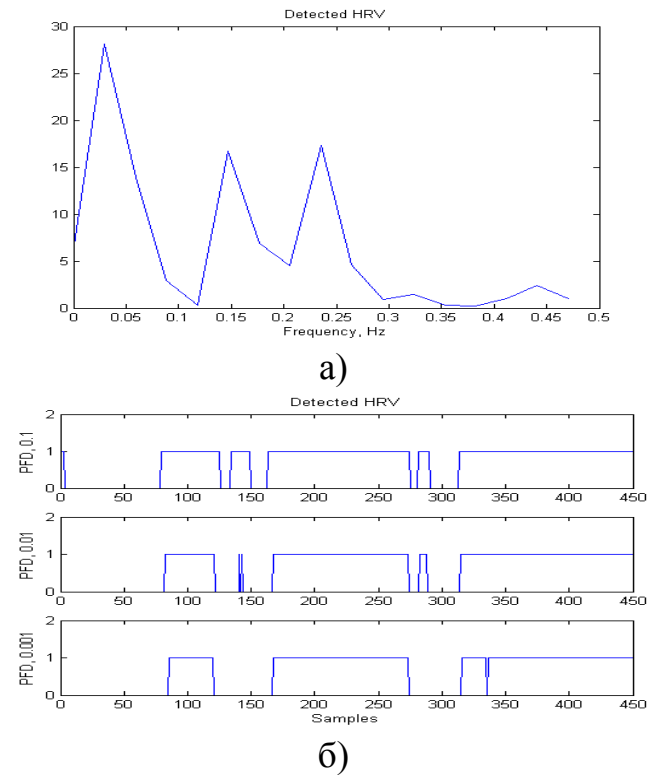


Рис. 4.20. Виявлена нестационарна ВСР методом періодограм: а) спектр потужності нестационарної ВСР; б) момент появи

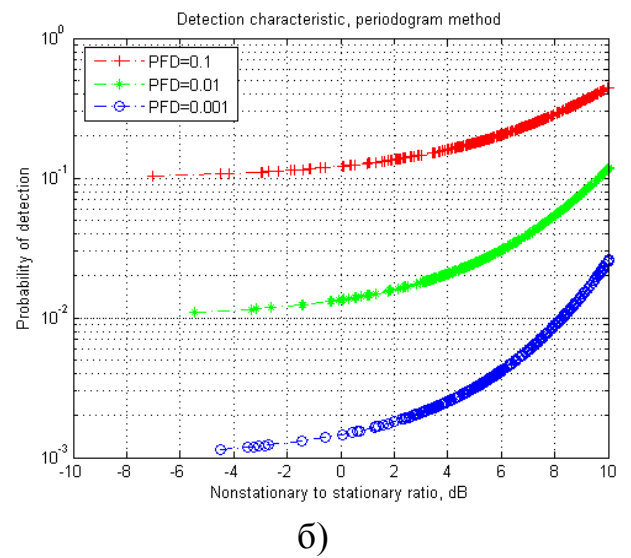
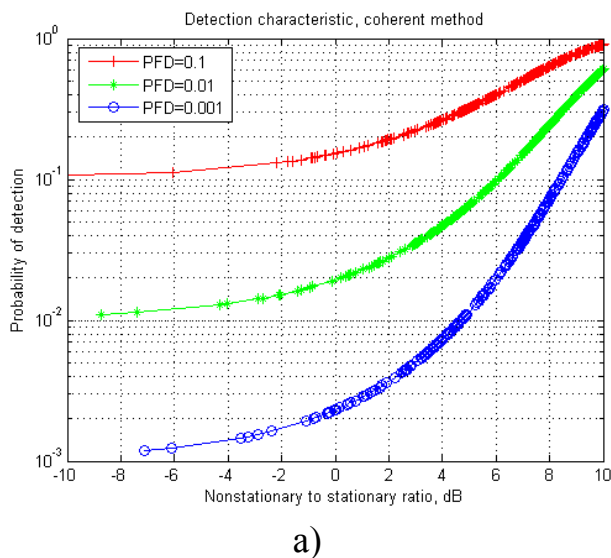


Рис. 4.21. Криві виявлення нестационарної ВСР а) когерентним методом, б) методом періодограм.



Криві виявлення являють собою залежність імовірності правильного виявлення  $p_d$  від відношення енергій  $E/N_0$  при фіксованій імовірності помилкового виявлення  $p_f$ . За цими кривими можна оцінити достовірність виявлення, а також ефективність застосування різних методів ЦСА.

#### 4.5 Порівняльний аналіз достовірності методів цифрового спектрального аналізу

Серед апробованих методів кращим виявився когерентний метод ЦСА.

Характеристики виявлення нестационарної ВСП на тестовому РКС для якого всі параметри відомі, наведені на рис. 4.22.

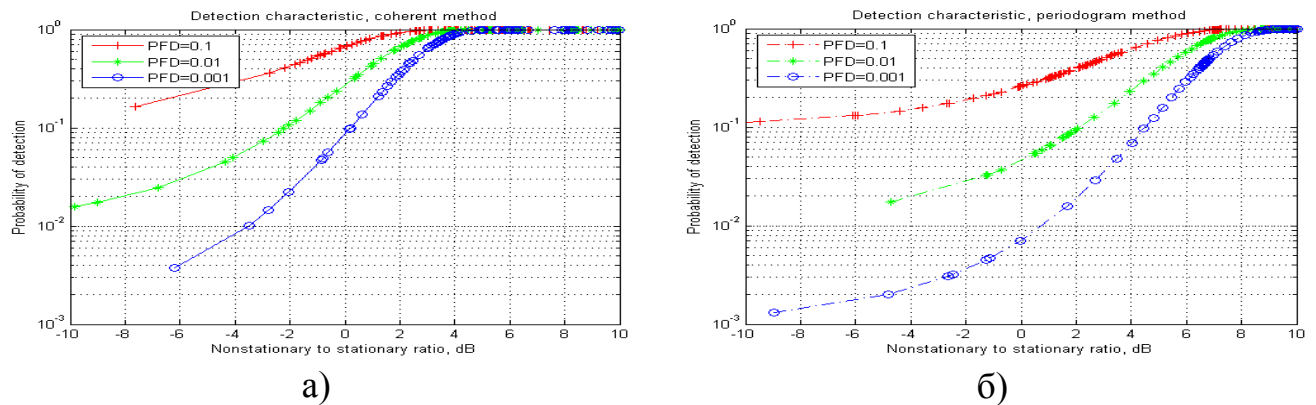
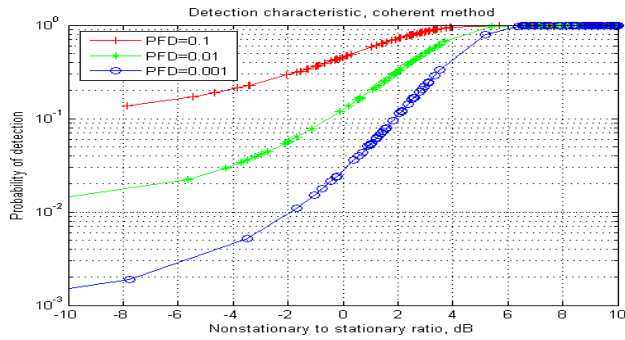


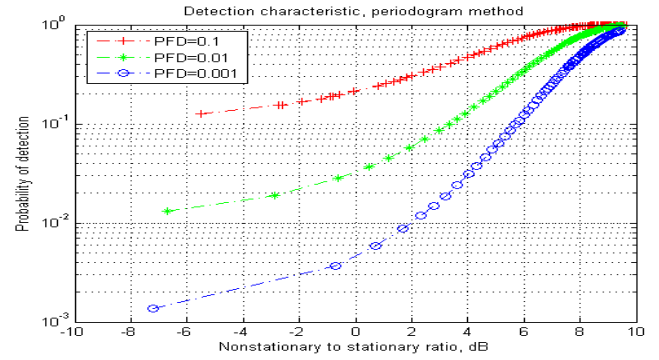
Рис. 4.22. Криві виявлення нестационарної ВСП а) когерентним методом, б) методом періодограм.

З графіків помітно, що характеристики виявлення наближаються до ідеальних, відомі параметри сигналу, ефективнішим виявляється когерентний метод ЦСА.

На рисунку 4.23 наведено характеристики виявлення нестационарної ВСП для тестового РКС з частково відомими параметрами.



а)



б)

Рис. 4.23 Криві виявлення нестационарної ВСП): а) когерентним методом, б) методом періодограм, в) за спектром потужності, г) методом Уелча

Характеристики виявлення нестационарної варіабельності, безпосередньо за результатом аналізу РКС в базисах слабо періодичних функцій кращі за такі ж характеристики інших методів.

## РОЗДІЛ 5

### СПЕЦІАЛЬНА ЧАСТИНА

#### 5.1 Метрологічне забезпечення медико-біологічних досліджень кардіографічного сигналу

Важливою характеристикою розроблюваних давачів кардіографічного сигналу (КГС), що характеризує точність виміру, є оцінка значень основних і додаткових похибок [39].

Ґрунтуючись на дослідженнях [18,19], що розглядають теоретичні питання обробки результатів вимірів в інформаційно-вимірювальних системах, для представлення похибки виміру давачів КГС при дослідженні використані форми абсолютної і відносної похибки.

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

$$X_m = \frac{1}{n} \sum_{u=1}^n X_i,$$

(5.1)

де  $X_i$  – вимірне 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 "Нормованих метрологічних характеристики засобів вимірів". Для визначення статистичних характеристик похибки виміру часової затримки між коливаннями стінок судини в різних точках оцінимо:

1. Систематичну складову похибки :

$$\Delta X_n = \frac{\bar{\Delta}' + \bar{\Delta}''}{2},$$

(5.2),

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

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

де  $n$  - число реалізацій похибки при визначенні  $\bar{\Delta}'$  і  $\bar{\Delta}''$ ;

2. Середню квадратичну похибку:

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

(5.3)

де  $n$  - число вимірів;

3. Середню квадратичну похибку середнього арифметичного:

$$\sigma[\Delta_x] = \frac{\sigma[\Delta]}{\sqrt{n}},$$

(5.4)

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

4. Випадкову похибку:

$$\sigma[\bar{\Delta}_x] = \alpha_{n,p} \sigma[\Delta_x],$$

(5.5)

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

5. Відносну похибку у відсотках:

$$E = \frac{\sigma[\bar{\Delta}_x]}{X_m} \cdot 100\%,$$

(5.6)

Похибка вимірів найважливішого ДП – часової затримки поширення КГС давачами досліджена на фоні заданого ідеалізованого сигналу, який генерується зовнішнім пристроєм. Методика дослідження похибки вимірів за допомогою комп'ютерного кардіографа полягає у виконанні наступних кроків :

1. Формування ідеалізованого сигналу КГС, імітуючого коливання стінок судини, 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 сигналів КГС із 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 судин, 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  $\Delta X_i = |X_m - X_i|$  і абсолютній похибки групи вимірів  $\Delta X = |X - X_m|$ .

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

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

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

Форма сигналу, що подається на давачі КГС, має бути простою і забезпечуючою однозначну установку контрольних точок.

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. Як мова програмування, MATLAB була розроблена Клівом Моулером у кінці 1970-х років, у той час, коли він був деканом факультету комп'ютерних наук в Університеті Нью-Мексико. Метою цієї розробки була задача дати студентам факультету можливість використання програмних бібліотек Linpack і Eispack без необхідності вивчення мови програмування FORTRAN. Незабаром нова мова розповсюдилася серед інших університетів і була з великим інтересом прийнята вченими, що працюють в галузі прикладної математики. Дотепер в Інтернеті можна знайти версію 1982 року, написану на мові FORTRAN, яка розповсюджена з відкритим вихідним кодом [4]. У 1983 році під час візиту Кліва Моулера в Стенфордський Університет відбулося його знайомство з інженером Джоном Літлом. Спільними зусиллями вони переписали MATLAB на мову C і заснували в 1984 компанію The MathWorks для подальшого розвитку цієї програми. Переписані на C бібліотеки довгий час були відомі під ім'ям JACSPAC. 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. Склад системи MATLAB.

Система MATLAB є об'єднанням математичного ядра, що включає мову програмування високого рівня, бібліотеки стандартних функцій, графічного інтерфейсу користувача і довідкової системи (рис. 1).

*Application Development Tools* – інструментальні засоби розробки додатків, що дозволяють створювати незалежні програмні продукти. До складу інструментальних засобів входять: MATLAB Compiler, MATLAB Web Server, MATLAB Runtime Server, MATLAB COM Builder і MATLAB Excel Builder.

За допомогою MATLAB Compiler, значно вдосконаленого в останній версії, майже будь-яку (з дуже незначними обмеженнями) програму на мові MATLAB можна на вибір перетворити у виконуваний модуль, бібліотеку C і C++, надбудову Microsoft Excel і COM-об'єкт (для створення двох останніх необхідні модулі Builder for Excel і Builder for COM відповідно).

Модуль MATLAB Web Server дозволяє користувачам системи MATLAB розробляти додатки для роботи у Web, що використовують стандартні



компоненти MATLAB. HTML-документи служать графічним інтерфейсом для розподілених додатків MATLAB. Таким чином, користувачам додатку не обов'язково знати систему MATLAB, більш того, сама система у них може бути навіть не встановлена.

MATLAB RunTime Server – це обчислювальний процесор системи MATLAB, поширюваний разом із додатком MATLAB для підтримки його функціонування. Він дозволяє будь-який створений користувачем додаток MATLAB легко і без великих витрат перетворити на незалежний продукт і поширювати, не турбуючись про збереження кодів.

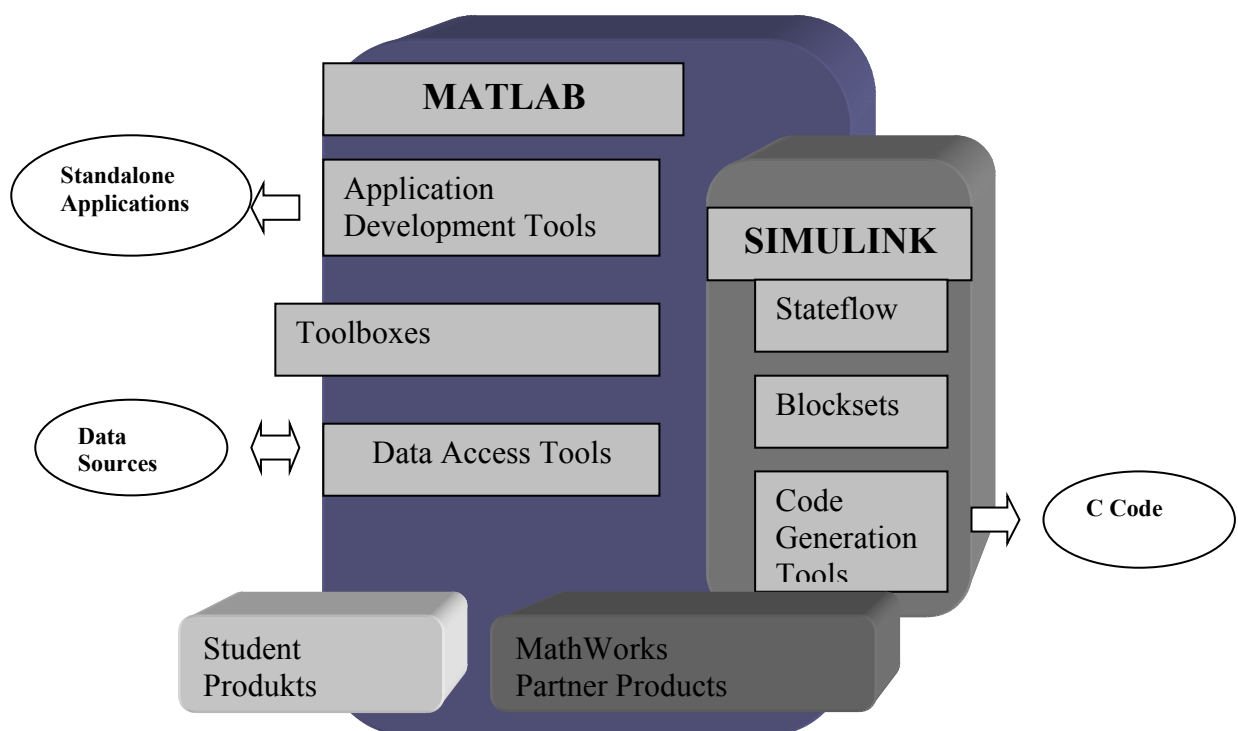


Рисунок 5.1 – Склад системи MATLAB

*Toolboxes* – пакети розширення, які призначені для збільшення можливостей систем MATLAB і SIMULINK у спеціалізованих галузях: Математика (Math and Analysis), Імпорт даних (Data acquisition and import), Обробка сигналів і зображень (Signal and Image Processing), Проектування систем управління (Control Design), Фінансові додатки (Financial Modelling and Analysis).

*Data Acquisition and Access Tools* – інструментальні засоби обміну даними, що застосовуються для обміну даних із зовнішніми пристроями

(осцилографами, генераторами періодичних сигналів та ін.), базами даних (Oracle, Access) і іншими додатками.

*MATLAB Student Version* – студентська версія системи MATLAB, яка дає можливість студентам придбати MATLAB, SIMULINK і пакети символічної математики Symbolic/Extended Math Toolbox із значними знижками. Інформацію про вартість студентських версій системи MATLAB можна отримати на сайті <http://www.mathworks.com>.

*Simulink* – інтерактивний інструмент для моделювання, імітації та аналізу динамічних систем. Він дає можливість будувати графічні блок-діаграми, імітувати динамічні системи, досліджувати працездатність систем і вдосконалювати проекти.

*Stateflow* – середовище розробки і моделювання кінцевих автоматів.

*Blocksets* – набори спеціалізованих блоків, що розширюють можливості використання стандартної версії SIMULINK. Їх використання дозволяє моделювати складні механічні системи, системи гідро-, пневмо- і електроавтоматики.

*Code Generation Tools* – інструментальні засоби створення коду призначені з метою перетворення блок-схеми моделі, реалізованої в Simulink, в оптимальний код на мові програмування C для його подальшого запису у вмонтовані додатки.

*Math Works Partner Products* – пакети розширення, випущені партнерами фірми MathWorks Inc. Вони є надбудовою над стандартним набором пакетів розширення, що входять в систему MATLAB.

Отже, використання пакету прикладних програм MATLAB дає змогу реалізувати процес проведення науково дослідження, яке полягає у реалізації синфазного методу опрацювання сфінгографічного сигналу.

### 5.3 Висновки до розділу 5

У розділі описано метрологічне забезпечення медико-біологічних досліджень кардіографічного сигналу та проведено обґрунтування вибору

Matlab як програмного забезпечення для розв'язання наукової задачі, а саме є компонентного методу визначення характеристик кардіографічного сигналу на базі моделі у вигляді періодично корельовано випадкової послідовності для підвищення можливостей комп'ютерних кардіографічних систем.

## 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 економічного обґрунтування – 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-дослідницької роботи 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	3	3	4	–	–	5

## Продовження таблиці 6.1

1	2	3	4	5	7	8
4. Розроблення методу оцінювання варіабельності рівня глюкози	3	3	4	–	–	5
5. Експериментальні дослідження варіабельності рівня глюкози	2	2	2	2	2	2
6. Формування звіту по НДР	5	7	7	7	7	7
Разом за виконавцями теми	16	20	21	9	9	28

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 21,2 (де 21,2 – 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	16	5136	242,26	3876,16
2. Старший науковий співробітник	20	4800	226,42	4528,4
3. Молодший науковий співробітник	21	4128	194,72	4089,12
4. Інженер	9	2912	137,36	1236,24
5. Лаборант	9	2320	109,43	984,87
6. Студент	28	2320	109,4361,42	2980,04
Разом оплата праці з теми				17694,83

6.2.2 Відрахування на соціальні заходи. До цієї статті витрат належать виплати у вигляді єдиного соціального внеску, які здійснює

організація – виконавець теми в пенсійний фонд в розмірі 22%, що становить 3892,86 грн. від загальних витрат на оплату праці.

Базою вказаного нарахування слугують загальні витрати на оплату праці по темі (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, комп'ютерів для моделювання рентгенівського випромінювання та його впливу, та 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. Програмне забезпечення	шт	1	5000	5000
1. ПК (системний блок, монітор, клавіатура, мишка, кабель живлення)	шт	1	14000	14000
2. Принтер лазерний	шт	1	2000	2000
3. Кабель для підключення апаратури до ПК	шт	1	200	200
Загальні витрати на матеріали				21200

6.2.4 Енергоносії для проведення досліджень. На підприємстві електроенергія використовується для освітлення, живлення 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.

Якщо для проведення НДР використовується електрообладнання, то необхідно розрахувати витрати на електроенергію за формою (6.1), наведеною в таблиці 6.4.

Таблиця 6.4

#### Витрати на електроенергію

Найменування обладнання	Паспортна потужність, Вт	Коефіцієнт використання потужності	Час роботи обладнання для розробки АІС, год	Ціна електроенергії, Грн/ (кВт/год)	Сума, грн.
ПК (системний блок, монітор, клавіатура, мишка, кабель живлення)	300	0,15	100	2,15	9675
Принтер лазерний	910	0,25	3	2,15	1467,38
Лампи розжарювання (освітлення)	100	0,85	10	2,15	1827,5
РАЗОМ витрати на електроенергію					12969,5

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.

**Приблизні витрати на службові відрядження**

Тип відрядження	Кількість	Приблизна вартість відрядження
Конференція	5	4000
Здача звітів НДР	1	1000
Впровадження результатів НДР	3	3000
Всього	–	8000

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	17694,83	Відповідно до розрахунків
2.Відрахування на соціальні заходи	3892,86	Відповідно до діючих загальнодержавних нормативів
3.Обладнання для проведення досліджень	21200	Відповідно до розрахунків
4.Енергоносії для проведення досліджень	12969,5	Відповідно до розрахунків
5.Витрати на службові відрядження	8000	Відповідно до розрахунків
6.Інші невраховані прямі витрати по темі	6375,72	10% від суми прямих розрахованих витрат по темі
7.Кошторисна вартість теми	70132,91	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 заводиться 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 [114] 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 ( $E_{nm}$ ) за допомогою формули:

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

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. 6.7);

$i$  – порядковий номер фактору;

$j$  – відповідна характеристика і-го фактора.

Нормативні значення коефіцієнтів вагомості факторів науково-технічної ефективності наведені в табл.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 табл. 6.8.

Таблиця 6.8

**Характеристика факторів науково-технічної ефективності НДР**

Фактор наукової та науково-технічної ефективності	Характеристика фактора	Оцінка фактора	
		Якісна	Бальна $A_{ij}^{\max}$
<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>
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
	Опис окремих елементарних фактів, передача та поширення отриманих раніше результатів, реферативні огляди	Тривіальна	1
2.Глибина наукового опрацювання	Проведена значна кількість експериментів по нетрадиційним методикам, виконані складні теоретичні розрахунки, підтверджені експериментальними даними	Істотна	10

1	2	3	4
	Проведена обмежена кількість розрахунків по відомим методикам, виконані теоретичні розрахунки невисокої складності, частково перевірені експериментальними даними	Середня	6
	Проведена недостатня кількість експериментів, виконані прості теоретичні розрахунки без експериментальної перевірки	Несуттєва	1
3.Ступінь ймовірності успіху	Висока ймовірність повного вирішення поставлених задач НДР	Значна	10
	Середня ймовірність вирішення більшості експериментальних або теоретичних задач	Помірна	6
	Низька ймовірність вирішення поставлених задач, отримання позитивних результатів сумнівне	Незначна	1
4.Масштаб використання результатів	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
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 здійснюються експертним шляхом за десятибальною шкалою і визначається як середньоарифметичне. Отримані результати зводять за формою табл. 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  $E_{nm}$  буде відображати рівень наукової та науково-технічної ефективності конкретної теми фундаментального чи пошукового дослідження:

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

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

**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 70132,91 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

Оскільки, у дипломній роботі магістра розглядається питання, яке стосується виявлення евентуальних ритмічних біосигналів для систем тривалого моніторингу, то доцільно розглянути заходи охорони праці при роботі із комп'ютерними діагностичними системами.

При проведенні виявлення евентуальних ритмічних біосигналів 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 ДСанПН 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 природних та штучних джерел опромінення, їх параметри та вплив електромагнітного випромінювання на людину.

Природні та штучні джерела електромагнітних полів (ЕМП). Параметри полів і випромінювань. Діапазони електромагнітних хвиль. Інтенсивний розвиток електроніки, радіо- та комп'ютерної техніки викликав забруднення природного середовища електромагнітними випромінюваннями. Джерела електромагнітних полів (ЕМП) можуть бути природного та антропогенного характеру.

*Штучними джерелами* випромінювань є потужні радіотелевізійні, радіолокаційні станції, станції мобільного зв'язку, недосконалі комп'ютери, високовольтні лінії електрозв'язку, електротранспорт, електростанції й підстанції, промислові установки високочастотного нагріву, вимірювальні прилади, мікрохвильові печі, телевізори, електроплити, праски, холодильники, а також будь-які елементи, що підключені до мережі.

До *природних джерел* належать: Земля, Сонце, Космос. Електричне поле Землі має середню напруженість  $E = 130$  н/м. Менша напруженість у полюсів, більша - у екватора. Ці величини змінюються під впливом сонячної активності, енергії космічних випромінювань. До цих вічно існуючих полів і випромінювань адаптувалося усе живе.

Електромагнітні випромінювання антропогенного походження розглядають як один з різновидів енергетичних забруднювачів, тому що вони негативно впливають на організм людини, на інші живі організми та здійснюють шкідливий вплив на екологічні системи ЕМП мають енергію і поширюються у вигляді електромагнітних хвиль. Основними параметрами електромагнітних хвиль є довжина хвилі, частота коливань, швидкість поширення. Мірою вимірювання забруднення електромагнітними полями є напруженість (В/м).

Частота коливань визначається в герцах (Гц). Класифікація електромагнітних випромінювань за частотою:

- низькочастотні випромінювання (НЧ): 0,003 Гц-30 кГц;

- радіохвилі високочастотного (ВЧ) діапазону: 30 кГц-300 МГц;
- радіохвилі ультрависокочастотного діапазону (УВЧ): 30300 МГц;
- надвисокочастотні СВЧ: 300 МГц-300 ГГц

Чинники, від яких залежать наслідки дії ЕМП на біологічні об'єкти. Наслідки впливу ЕМП на людину. Заходи захисту від ЕМП. Рівень інтенсивності ЕМП в зв'язку з зростанням кількості їх джерел та потужності наразі різко виріс. В деяких районах він в сотні раз перевищує значення середнього натурального "природного фону". Електромагнітні поля негативно впливають на людей, які безпосередньо працюють із джерелами випромінювань, а також на населення, яке проживає поблизу джерел випромінювання. Ступінь впливу електромагнітних випромінювань на організм людини залежить від діапазону частот, інтенсивності впливу відповідних чинників, тривалості опромінення, характеру випромінювання, режиму опромінення, розмірів поверхні тіла, яка опромінюється та індивідуальних особливостей організму.

Рівень електромагнітних випромінювань у районах, де розташовані потужні радіопередавальні та локаційні станції, часто перевищує допустимі санітарні норми, що дуже шкодить здоров'ю людей, які мешкають поруч таких станцій. Вплив ЕМП характеризується *біологічною дією*. Вони завдають шкоди нервовій системі, спричинюють головний біль і сильну втому, зумовлюють розвиток неврозів, безсоння, зниження точності робочих рухів, млявість, порушення в системах і органах (шлунку, печінки, селезінки, підшлункової залози), функціональні зсуви в діяльності нервово-психічної, серцево-судинної, ендокринної, кровотворної систем, фіксуються зміни показників білкового та вуглеводного обміну, змінюється склад крові, зафіксовані порушення на клітинному рівні Вплив ЕМП на біологічні об'єкти залежить від інтенсивності опромінення .

*Теплова дія* характеризується загальним підвищенням температури тіла, подібним до пропасного стану або локалізованого нагріву тканини. Впливаючи на живу тканину організму, ЕМП викликає змінну поляризацію молекул і атомів, які складають клітини, внаслідок чого відбувається небезпечний нагрів.

Надмірне тепло може нанести шкоду окремим органам і всьому організму людини. Особливо шкідливий перегрів таких органів, як очі, мозок, нирки тощо. З ростом інтенсивності проявляється вплив на нервову систему, умовно-рефлекторну діяльність, клітини печінки, підвищення тиску, викликає зміни у корі головного мозку, втрату зору.

Для запобігання професійних захворювань, які виникають під впливом ЕМП, розроблені на основі медикобіологічних досліджень санітарні норми та правила щодо радіотехнічних і електротехнічних об'єктів. Вони регламентують також умови експлуатації з метою охорони населення від шкідливого впливу випромінювань.

Для захисту людини від дії електромагнітних опромінювань застосовуються різні засоби і заходи захисту: захист часом, відстанню, екранування джерел випромінювання, зменшення випромінювання безпосередньо в самому джерелі випромінювання, встановлення санітарних кордонів навколо джерела ЕМП, екранування робочих місць, виділення зон випромінювання, дистанційний контроль і керування в екранованому приміщенні, медичні огляди, додаткова відпустка, скорочені робочі дні, застосування засобів індивідуального захисту.

### 7.3 Висновки до розділу 7

Даний розділ роботи висвітлює питання радіаційного захисту персоналу рентгенкабінетів та проведено аналіз природних та штучних джерел опромінення, їх параметри та вплив електромагнітного випромінювання на людину.

## РОЗДІЛ 7

### ЕКОЛОГІЯ

До важливих чинників забруднення навколишнього середовища відноситься збільшення фону електромагнітного випромінювання від чисельних електротехнічних пристроїв, збільшення звукового фону, а також збільшення радіоактивного фону. Поки що ще недостатньо вивчена фонові дії на процеси, які відбуваються в організмі живих істот. Відмічено, що у сильному електромагнітному полі жива протоплазма розвивається більш інтенсивно. Можливо, що ефект акселерації, який почався з 1920 років, частково пов'язаний із збільшенням електромагнітного поля. Саме в цей час почала широко застосовуватися електротехніка і почалося будівництво потужних радіоантен.

#### 7.1 Екологічний вплив електромагнітного випромінювання

Інтенсивний розвиток електроніки та радіотехніки викликав забруднення природного середовища електромагнітними випромінюваннями (полями). Головними їхніми джерелами є радіо-, телевізійні і радіолокаційні станції, високовольтні лінії електропередач, електротранспорт. Поблизу кожного обласного центру, багатьох районних центрів, великих міст розташовані телевізійні центри або ретранслятори, радіоцентри, засоби радіозв'язку різного призначення.

Рівень електромагнітних випромінювань у таких районах (діапазон радіочастот об'єктів може змінюватися від 50— 100 Гц до 100 ГГц) часто перевищує допустимі гігієнічні норми й дуже шкодить здоров'ю людей, що мешкають поруч.

Мірою забруднення електромагнітними полями є напруженість поля (В/м). Ці поля завдають шкоди перш за все нервовій системі. Так, напруженість поля 1000 В/м спричинює головний біль і сильну втому, більші значення зумовлюють розвиток неврозів, безсоння, важкі захворювання.

Існують розроблені на основі медико-біологічних досліджень санітарні норми та правила щодо радіотехнічних і електротехнічних об'єктів. Вони регламентують умови їхньої експлуатації з метою охорони населення від шкідливого впливу електромагнітних випромінювань.

Зростання енергетичних потужностей становить небезпеку для довкілля — розширюється мережа та зростає напруга повітряних ліній електропередач. Вони негативно впливають на нормальний розвиток тваринного та рослинного світу.

Спеціальні дослідження показали, що технічно найперспективнішими є лінії надвисокої та ультрависокої напруги (760— 1150 кВ), котрі становлять небезпеку. Навколо них утворюються потужні електромагнітні поля, які негативно впливають на людину, порушують природну міграцію тварин, процеси росту рослин тощо.

Основні методи визначення забруднень. Турботу про стан навколишнього середовища стимулювала, започаткована в 1972 році, міжнародна програма UNEP (United Nation Environment Protection — Охорона навколишнього середовища ООН), яка передбачає глобальний моніторинг навколишнього середовища. Під моніторингом розуміється система спостереження, контролю прогнозу та управління екологічними процесами. Моніторинг дозволяє виявляти критичні та екстремальні ситуації, фактори антропогенного впливу на довкілля, здійснювати оцінку та прогноз стану об'єктів спостереження, керувати процесами взаємовпливу об'єктів гідросфери, літосфери, атмосфери, біосфери та техносфери.

Таким чином, суть моніторингу зводиться до таких функцій:

- контролю за станом об'єктів екосистеми;
- контролю за джерелами поширення екологічної рівноваги;
- моделювання та прогнозу екологічного стану екосистеми;
- керування екологічними процесами.

Важливими елементами моніторингу є визначення гранично допустимих концентрацій (ГДК) шкідливих хімічних домішок у повітрі, воді, ґрунті, продуктах харчування.

Гранично допустима концентрація — максимальна кількість шкідливих речовин в одиниці об'єму або маси середовища води, повітря або ґрунту, яка практично не впливає на стан здоров'я людини. ГДК встановлюється компетентними установами, комісіями як норматив. Останнім часом при нормуванні ГДК враховують не лише вплив забруднювачів на стан здоров'я людини, але й їхній вплив на диких тварин, рослин, гриби і мікроорганізми, природні угруповання, а також клімат, прозорість атмосфери і санітарно-побутові умови життя. Зараз у більшості країн встановлено значення ГДК більш ніж для 700 шкідливих газів, парів і пилу в повітрі. Гранично допустиме навантаження (ГДН) — граничне значення господарського або рекреаційного навантаження на природне середовище, яке встановлюється з врахуванням ємності природного середовища або ресурсного потенціалу, здатності до саморегуляції і відтворення з метою охорони навколишнього середовища від забруднення, виснаження і руйнування.

Ці нормативи мають законодавчу силу і є юридичною основою для санітарного контролю.

Для всіх об'єктів, які забруднюють атмосферу, розраховують і встановлюють норми гранично допустимих викидів (ГДВ). Гранично допустимі викиди — це кількість шкідливих речовин, що не має перевищуватися під час викиду в повітря за одиницю часу, і концентрація забруднювачів повітря, яка на межі санітарної зони не повинна перевищувати ГДК. Виконується інвентаризація джерел забруднення атмосфери для кожного підприємства, а також екологічна паспортизація всіх об'єктів, які забруднюють довкілля.

У зв'язку з тим, що в реальних умовах людина відчуває на собі комбіновану, комплексну і сумісну дію хімічних, фізичних та біологічних факторів навколишнього середовища і це реальне навантаження визначає можливі зміни у стані здоров'я, введено поняття максимально допустимого навантаження (МДН). Під МДН слід розуміти таку максимальну інтенсивність дії всієї сукупності факторів навколишнього середовища, яка не справляє прямого чи опосередкованого шкідливого впливу на організм людини та її нащадків і не погіршує санітарних умов життя. В Україні стан довкілля нині

контролюється кількома відомствами і міністерствами. Держкомгідромет України здійснює спостереження за станом атмосферного повітря на стаціонарних пунктах державної системи спостережень, він же організовує спостереження за станом атмосферних опадів, за метеорологічними умовами, за станом поверхневих, підземних вод суші та морських вод на пунктах спостереження, за станом озонowego шару у верхній частині атмосфери.

Мінекобезпеки України контролює джерела промислових викидів у атмосферу, дотримання норм ГДВ, норм скидів стічних вод, тимчасово погоджених скидів (ТПС) і гранично допустимих скидів (ГДС), контролює якість поверхневих вод суші, стан ґрунтів.

Важлива роль в питаннях контролю за станом довкілля належить Міністерству охорони здоров'я, лісового господарства, сільського господарства України, Держкомгеології, держводгоспу, держкомзему України та їхнім відділам в областях та районах.



## ЗАГАЛЬНІ ВИСНОВКИ

У даній роботі досліджено математичні моделі ритмічних, евентуальних, циклічних сигналів які забезпечують: а) метрологічне нормування характеристик та параметрів сумішей цих сигналів зі шумами та завадами; б) побудову методів автоматичного (за допомогою технічних засобів) виявлення сигналів при відомих їх морфологічних ознаках при віддаленому, тривалому моніторингу об'єктів, які є їх джерелом; б) оцінювання ймовірності вірогідного виявлення при заданій ймовірності помилки. Дослідження виконано для біосигналів.

Підґрунттям для автоматизації виявлення сигналів за їх морфологічними ознаками обрано результати та методи статистичної теорії вибору рішення.

Поєднання понять спектр та морфологічні ознаки біосигналів вимагало такого означення спектру, яке допускає моделювання процесів відбору еквідистантних значень евентуальних, циклічних чи ритмічних біосигналів та визначення їх морфологічних параметрів операторами, що мають спільну лінійним оператором (з оператором зсуву) систему власних функцій. Спектр тоді визначається за допомогою індикатора на множині відліків сигналу. Це уможливило застосування й поповнення відомих науково обґрунтованих припущень про властивості спектральної структури інформаційного сигналу, зокрема, принципу гармонізованості сигналу.

Оптимальність спектрального зображення сигналу обґрунтовується за означенням — існує алгоритм його оптимального відновлення з спектру при підборі базису.

Із врахуванням вимог, які ставляться до виявлення R-зубців в системах голтерівського моніторингу а також враховуючи методи виявлення QRS-комплексів, розроблено алгоритм виявлення, в якому для отримання більшої точності результатів вхідний ЕКС розбиваємо на два потоки, кожен із яких піддається різним перетворенням. Попередня обробка ЕКС полягає у видаленні шумів ВЧ- та НЧ-фільтрами. В ЕКС виділяють кілька смуг, де зосереджена

основна потужність шуму, тоді як потужність корисного сигналу набуває в таких ділянках мінімальних значень.

Повідомлення про ритміку ЕКС містить послідовність його RR інтервалів.

Фільтр вибирався оптимальним за критерієм максимально можливої фільтрації тонального наповнення імпульсів з одного боку та мінімального спотворення прямокутності обвідної — з другого боку.

Задача виявлення нестационарної ВСП вирішується методами статистичної теорії рішень. У результаті аналізу приймається рішення про наявність або відсутність нестационарної ВСП в спостережуваній послідовності. Через статистичну природу аналізованого РКС, прийняте рішення має той або інший ступінь вірогідності. Характеристики достовірності виявлення нестационарності ВСП відображають залежність імовірності правильного виявлення  $p_d$  від відношення енергій при фіксованій імовірності помилкового виявлення  $p_f$ .

## Бібліографія

1. Вили К, Детье В. Биология. – М: Мир, 1975. – 824 с.
2. Информационные связи био- гелио- геофизических явлений и элементы их прогноза/ К.С. Войчишин, Я.П. Драган, В.И. Куксенко, В.Н. Михайловский. - Киев: Наук думка, 1974. - 208 с.
3. Драган Я.П., Рожков В.А., Яворский И.Н. Методы вероятностного анализа ритмики океанологических процессов. - Ленинград: Гидрометеиздат, 1987. - 320 с.
4. Драган Я.П., Яворська Є.Б., Яворський Б.І. Концепції і принципи побудови моделей для означення метрологічних характеристик ритміки кардіосигналів// Радіоелектроніка та телекомунікації.-№443.-Львів: ДУЛП, 2002 р. С. 200-205.
5. Capon J. Hilbert Space Methods for Detection Theory and Pattern Recognition // IEEE Transaction on Information Theory.- v. IT-11.- №2, April, 1965.- pp. 247-260.
6. Kailath T. Detection of Stochastic Processes // IEEE Transaction on Information Theory.- v. 44.- № 6, October, 1998.- pp. 2230-2259.
7. Трифонов А.П., Нечаев Е.П., Парфенов В.И. Обнаружение стохастических сигналов с неизвестными параметрами. - Воронеж: Изд.-во Воронеж. гос. ун.-та, 1991. - 246 с.
8. Frenks L. Signal Theory.-Englewood Cliffs, N. J.: Prentice-Hall, Inc., 1969.- 317 p.
9. Поляков П.Ф. Прием та обробка складних сигналів в умовах апріорної невизначеності. Ретроспектива, стан проблеми та нові дослідження // 1-й Международный радиоэлектронный форум "Прикладная радиоэлектроника. Состояние и перспективы развития" МРФ-2002. Сб. науч. трудов. Часть 1.- Харьков: АН ПРЭ, ХНУРЭ, 2002.- С. 505-509.
10. Taboada F., Lima A., Gau J., Jarpa P., Pace P.E. Intercept receiver signal processing techniques to detect low probability of intercept radar signals, Center for Joint Services Electronic Warfare Naval Postgraduate School, Monterey, Canada.

11. Snelling W.E., Geraniotis E. Analysis of compressive receivers for the optimal interception of frequency-hopped waveforms, Tech. Report of Institute for Systems Research, number TR 91-28, 1991, 40 p.
12. Adamy D. Low Probability of Intercept Signals — Some Real World Consideration // The Journal of Electronic Defense.- № 9, 1998.- pp. 9-22.
13. Vitányi Paul M.B., Li M. Minimum Description Length Induction, Bayesianism, and Kolmogorov Complexity // IEEE Transaction on Information Theory.- v. 46.- № 2, March, 2000.- pp. 446-464.
14. Марпл-мл. С.Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения. - М.: Мир, 1990. - 584 с.
15. Драган Я.П. Структура и представление моделей стохастических сигналов. - Киев: Наук думка, 1980. - 384 с.
16. Балакришнан А. Введение в теорию оптимизации в гильбертовом пространстве. - М.: Мир, 1974. - 260 с.
17. Березанский Ю.М. Разложение по собственным функциям самосопряженных операторов. - Киев: Наукова думка, 1965. - 789 с.
18. Orfanidis S.J. Optimum Signal Processing. An Introduction. - New York: MacMillan Publishing Company, 1988. - 590 p.
19. Higgins J.R. Five Short Stories About The Cardinal Series// Bull. of the Am. Math. Soc. - 1983. - V. 12, No.1. - P. 45-89.
20. Радиотехнические системы: Учебник для вузов по специальности радиотехника/ Ю.П. Гришин, В.П. Ипатов, Ю.М. Казаринов и др./ Под ред. Ю.М. Казаринова. - М.: Высш. школа, 1990. - 496 с.
21. Ли Дж. Н., Вандерлугт Э. Акустооптические методы обработки сигналов и вычислений// ТИИЭР. - 1989. - Т. 77, № 10. - С. 158-193.
22. Методический материал по применению ГОСТ 8.009-84. «ГСИ. Нормируемые метрологические характеристики средств измерений»/ Нормирование и использование метрологических характеристик средств измерений. - М.: Изд-во стандартов, 1985. - С. 45-132.
23. Поляков П.Ф. Широкополосные аналоговые системы связи со сложными сигналами. - М.: Радио и связь, 1981. - 152 с.

24. Небабин В.Г. Распознавание формы сигналов// Зарубежная радиоэлектроника. - 1981. - №9. - С. 84-99.
25. Драган Я.П., Михайловський В.М. Про один випадок амплітудної похибки дискретизації// ДАН УРСР.- 1961. - □ 12. - С. 1578-1582.
26. Драган Я.П., Яворський Б.І. Модель шума тестового сигналу в каналах цифрової обробки сигналів// Изв. вузов: Радиоелектроника. - 1986. - Т.29, №9. - С. 18-23.
27. Омельченко В.А. Основы спектральной теории распознавания сигналов. - Харьков: Выща школа. Изд-во при Харьк. ун-те, 1983. - 156 с.
28. Драган Я.П., Яворський Б.І. Векторний простір над булевим полем, індикатори і раціоналізація моделі стохастическості// Вісник Державного університету Львівська політехніка. - 1998. - № 337. - С. 169-172.
29. Драган Я.П., Сікора Л.С., Яворський Б.І. Теорія мірювання як сигнально системна концепція та її аксіоматизація// Фізичний збірник НТШ.-Т.4.-Львів: Видавничий центр НТШ.- 2001.- С. 336-340.
30. Драган Я.П., Сікора Л.С., Яворський Б.І. Специфика информативности стохастических моделей ритмики - периодически коррелированных и родственных или случайных процессов// Проблемы управления и информатики. - К.: Ин-т космических исследований НАНУ и НКАУ. - 1997. - № 6. - С. 96-109.
31. Яворський Б.І. Побудова функціоналу відношення правдоподібностей для сигналу з розсіяним спектром// Відбір та обробка інформації. - К.: Наукова думка, 2004. - Вип. 20(97). - С. 16-21.
32. Система еколого- медичного моніторингу довкілля: Звіт про НДР (заключний)/ ТДТУ імені Івана Пулюя. - ДІ-72-97; № ДР 0197U004549; Інв. № 0200U001720. - Тернопіль, 2000. - 122 с.
33. Рокафеллар Р. Выпуклый анализ. - Москва: Мир, 1973. - 470 с.
34. Синай Я.Г. Теория фазовых переходов. Строгие результаты. - М.: Наука, 1980. - 208 с.

**Д О Д А Т К И**

## Додаток А

8 Міжнародна студентська науково-технічна конференція  
"ПРИРОДНИЧІ ТА ГУМАНІТАРНІ НАУКИ. АКТУАЛЬНІ ВИТАННЯ"

УДК 616.073.759:681.3

Холостенко В. – ст. гр. РБ<sub>с</sub>-51

*Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя*

**ТЕОРЕТИЧНІ АСПЕКТИ ПРЕДСТАВЛЕННЯ ЗНАТЬ  
У МЕДИЧНИХ ЕКСПЕРТНИХ СИСТЕМАХ**

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

Kholostenko V.

*Ternopil Ivan Puluj National Technical University*

**THEORETICAL ASPECTS OF REPRESENTATION OF KNOWLEDGE  
IN MEDICAL EXPERT SYSTEMS**

Supervisor: assoc. prof. E. Yavorska

Ключові слова: медична експертна система, система підтримки прийняття рішень, програмне забезпечення.

Keywords: medical expert system, decision support system, software

Сфера штучного інтелекту щиро набуває активного розвитку. Основний напрямок новітніх розробок спрямований на автоматичне накопичення і формування знань. Поширеним стало використання експертних систем в діагностуванні. Така система порівняно необхідна для дослідження характеристики біооб'єкту з деяким класом заданих характеристик і, таким чином, приймає рішення про його стан. Тобто якщо під час порівняння будуть спостерігатися відхилення від норми, за певними встановленими правилами, буде прийматися рішення про присутність патологічних змін.

Експертні системи стають надзвичайно популярними на ринку програмного забезпечення, адже дають змогу полегшити прийняття рішень у різноманітних напрямках при вирішенні трудомістких задач. Допомогають медикам знайти шлях до прийняття рішення.

Експертна система являє собою складний програмний комплекс, що акумулює знання спеціалістів у певній предметній області. Вона включає в себе два компоненти: базу знань і програмний інструмент доступу і обробки знань, що складається з механізмів виводу рішень, набуття знань, пояснення отриманих результатів і інтелектуального інтерфейсу. Центральним компонентом експертної системи є саме база знань, яка призначена для збереження довгострокових даних, що описують область, яка розглядається (а не поточних даних), і правила, що описують перетворення даних цієї системи.

Отже, база знань є ядром експертної системи, сукупністю знань предметної області, що записана на машинному носії у формі, що зрозуміла як експерту, так і користувачу. У процесі роботи з експертною системою користувач має можливість поповнювати базу даних і базу знань, таким чином «навчати» систему. Експертна система під час роботи використовує ту базу знань, яка закладена в неї при розробці і поповнюється в процесі експлуатації. Насьогодні у сфері баз знань інтелектуальних систем уже є суттєвий теоретичний базис, існує достатньо широкий спектр відповідних методів і технологій розробки. Багато з них підтримані адекватним програмним інструментарієм.

**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   - маскимальний зсув при обчисленні коваріаційної компоненти
РКГ
% tmax   - маскимальне 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;

```