



Дедів Л.Є., Сверстюк А.С.,
Дедів І.Ю., Хвостівський М.О.,
Дозорський В.Г., Яворська Є.Б.

**МАТЕМАТИЧНЕ ТА КОМП'ЮТЕРНЕ
МОДЕЛЮВАННЯ
ЕЛЕКТРОКАРДІОСИГНАЛІВ
У СИСТЕМАХ ГОЛТЕРІВСЬКОГО
МОНІТОРИНГУ**

Наукова монографія



omputing

**Дедів Л.Є., Сверстюк А.С., Дедів І.Ю.,
Хвостівський М.О., Дозорський В.Г., Яворська Є.Б.**

**МАТЕМАТИЧНЕ ТА КОМП'ЮТЕРНЕ
МОДЕЛЮВАННЯ ЕЛЕКТРОКАРДІОСИГНАЛІВ
У СИСТЕМАХ ГОЛТЕРІВСЬКОГО МОНІТОРИНГУ**

Наукова монографія

Видавництво «Магнолія - 2006»

Львів 2021

Відтворення цієї книги або будь-якої її частини заборонено без письмової згоди видавництва. Будь-які спроби порушення авторських прав будуть переслідуватися у судовому порядку.

Рецензенти:

Сафоник А.П. – доктор технічних наук, професор, кафедри автоматизації, електротехнічних та комп'ютерно-інтегрованих технологій Національного університету водного господарства та природокористування, м. Рівне, МОН України

Коваленко І.І. – доктор технічних наук, професор, професор кафедри інженерії програмного забезпечення Чорноморського національного університету імені Петра Могили, м. Миколаїв, МОН України

Рекомендовано Вченою радою

Тернопільського національного технічного університету імені Івана Пулюя
(Протокол №14 від 21 грудня 2021р.)

Дедів Л.Є., Сверстюк А.С., Дедів І.Ю., Хвостівський М.О., Дозорський В.Г., Яворська Є.Б.

Математичне та комп'ютерне моделювання електрокардіосигналів у системах голтерівського моніторингу / Л.Є. Дедів, А.С. Сверстюк, І.Ю. Дедів, М.О. Хвостівський, В.Г. Дозорський, Є.Б. Яворська. – Львів: Видавництво «Магнолія - 2006», 2021. – 120 с.

Монографію присвячено побудові математичних, імітаційних моделей та методів опрацювання електрокардіосигналів у системах голтерівського моніторингу.

Обґрунтовано модель електрокардіосигналу у вигляді кусково-періодично корельованого випадкового процесу, яка враховує зміну електрокардіосигналу впродовж доби та дає змогу визначити статистичні оцінки імовірнісних характеристик. Розроблено метод статистичного опрацювання добового електрокардіосигналу, з використанням формалізованої і автоматизованої процедури, який дає змогу своєчасно виявити приховані патологічні зміни у функціонуванні серця людини. Розроблено комп'ютерну імітаційну модель електрокардіосигналу базуючись на удосконаленій математичній моделі для потреб верифікації і тестування розроблених методів опрацювання електрокардіосигналів у системах голтерівського моніторингу.

ISBN 5-211-05310-9

© Дедів Л.Є., Сверстюк А.С., Дедів І.Ю.,
Хвостівський М.О., Дозорський В.Г., Яворська Є.Б. 2021

© «Магнолія 2006», 2021

ЗМІСТ

Вступне слово авторів монографії	5
Перелік умовних позначень, символів і скорочень	7
Вступ	9
Розділ 1. Огляд відомих математичних моделей електрокардіосигналів у системах голтерівського моніторингу	11
1.1. Голтерівський моніторинг електрокардіосигналу	11
1.1.1. Особливості голтерівського моніторингу	11
1.1.2. Огляд відомих рішень	14
1.1.3. Якість голтерівського моніторингу	21
1.1.4. Можливості сучасних голтерівських моніторів	21
1.2. Математичні моделі електрокардіосигналів у системах голтерівського моніторингу	22
1.2.1. Детерміновані математичні моделі	23
1.2.2. Стохастичні математичні моделі	24
1.3. Актуальність побудови математичної моделі електрокардіосигналу у системах голтерівського моніторингу	29
1.4. Висновки до розділу 1	30
Розділ 2. Обґрунтування математичної моделі електрокардіосигналу для задачі голтерівського моніторингу	31
2.1. Структура електрокардіосигналу в системах голтерівського моніторингу	31
2.2. Аналіз ймовірнісних характеристик електрокардіосигналу	32
2.3. Модель ритміки та її опис засобами енергетичної теорії стохастичних сигналів	36
2.4. Математична модель електрокардіосигналу як двоперіодної ритміки та обґрунтування подання її у вигляді кусково періодично корельованого випадкового процесу	38
2.5. Висновки до розділу 2	44
Розділ 3. Метод аналізу електрокардіосигналів для систем голтерівського моніторингу	46
3.1. Обґрунтування вибору методу аналізу електрокардіосигналу як кусково періодичного корельованого випадкового процесу	46
3.1.1. Синфазний метод	46
3.1.2. Компонентний метод	49
3.1.3. Вибір адекватного методу аналізу електрокардіосигналу в системах голтерівського моніторингу	51
3.2. Визначення періоду корельованості електрокардіосигналу	52

3.3. Реалізація алгоритму синфазного методу опрацювання електрокардіосигналу в системах голтерівського моніторингу	55
3.4. Висновки до розділу 3	60
Розділ 4. Результати експериментальних досліджень характеристик електрокардіосигналу в системах голтерівського моніторингу	61
4.1. Спосіб візуалізації електрокардіосигналів в системах голтерівського моніторингу	61
4.2. Результати опрацювання електрокардіосигналу синфазним методом	62
4.3. Оцінювання достовірності результатів опрацювання електрокардіосигналу	67
4.4. Комп'ютерна імітаційна модель електрокардіосигналу на основі кусково періодично корельованого випадкового процесу	74
4.5. Перевірка адекватності математичної моделі електрокардіосигналу	85
4.6. Висновки до розділу 4	86
Висновки	88
Додатки	89
Додаток А. Система голтерівського моніторингу ЕКС та АТ «Кардіосенс»	90
Додаток Б. Механізм формування електрокардіосигналу	92
Додаток В. Мофологічні характеристики електрокардіосигналу	99
Додаток Г. Опис функцій пакету прикладних програм для опрацювання електрокардіосигналу як кускової періодично корельованої випадкової послідовності	105
Список використаних джерел	113

ВСТУПНЕ СЛОВО
АВТОРІВ МОНОГРАФІЇ
«МАТЕМАТИЧНЕ ТА КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ
ЕЛЕКТРОКАРДІОСИГНАЛІВ У СИСТЕМАХ
ГОЛТЕРІВСЬКОГО МОНІТОРИНГУ»

Присвячується пам'яті професора
Драгана Ярослава Петровича
– Учителя великої плеяди науковців України

Життєве кредо Ярослава Петровича:
"Що має статися, має статися – дай йому шанс. Думай, читай і пильнуй".

*Учися, дитино, бо вчитися треба;
Шукай сонця правди, хай розум не спить;
Того що навчився – воді не залити,
Не взяти розбоєм, вогнем не спалить!*
(Володимир Масляк)

Вельмишановний читачу!

Вашій увазі пропонується наукова монографія “Математичне та комп'ютерне моделювання електрокардіосигналів у системах голтерівського моніторингу” присвячена вдосконаленню досліджуваних систем, авторами якої є Дедів Л.Є., Сверстюк А.С., Дедів І.Ю., Хвостівський М.О., Дозорський В.Г., Яворська Є.Б.

У монографії використано методи математичного аналізу та засоби системного аналізу стану апаратного та програмного забезпечення в заданій предметній області для формулювання задач виявлення та ідентифікації стану серцево-судинної системи людини й обґрунтування адекватної до мінливості природних факторів моделі електрокардіосигналу, базуючись на знанні здобутків теорії стохастичних сигналів, яка ґрунтується на енергетичній теорії, що є завершенням гільбертизації кореляційної теорії випадкових процесів.

Потреба розвитку теорії таких процесів стимулювалася кінчею обґрунтування моделей ритміки та відповідних їм алгоритмів опрацювання даних міряння характеристик ритмічних процесів і, як результат, було створено енергетичну теорію стохастичних сигналів з виокремленням енергетичних класів їх – процесів скінченної енергії та процесів скінченної середньої потужності та розробленням адекватних розв'язанню її задач засобів сучасного функціонального аналізу, що ними є відповідні варіанти гільбертових просторів над гільбертовими просторами, оснащені гільбертові простори, теорія базисів зображень процесів. Системний аналіз цих проблем зумовив потребу означення нових адекватних цій теорії і ширших за відомі до того, поняття гармонізованості й ергодичності, ізостаціонарності та визначуваних операторами узагальненого зсуву класів випадкових процесів і операторів –

перетворювачів їх. Такий підхід відкрив можливість створити стохастичну теорію ритміки на підставі істотних результатів стосовно періодично корельованих та новозапроваджених поліперіодно корельованих випадкових процесів як моделей простої і відповідно кратної ритміки, які в описі стохастичних коливань поєднують повторність і випадковість значень їхніх характеристик.

Теорія ритміки стала базою розроблення стохастичних методів аналізу в застосуваннях до вивчення природних, біотехнічних та соціальних систем, зокрема у застосуваннях теорії і статистичних методів аналізу ритміки у проблемах гідроаерокосмосу (морські хвилі, гідроакустика та добовосезонний хід інших океанологічних процесів; стохастичні коливання і тестові сигнали систем опрацювання даних; йоносфера і потоки авроральних частинок; синергетика і радіоліз твердих тіл; розпізнавання ритмічних сигналів і діагностика стану біо-об'єктів; космічне приладобудування і контроль виробничо-технічних процесів).

Енергетична теорія стохастичних сигналів знайшла остаточне завершення у працях Ярослава Петровича Драгана і дала засоби та можливості для обґрунтування моделей ряду біологічних процесів і сигналів.

У межах цієї теорії адекватною моделлю стохастичних коливань, які несуть у своїх характеристиках відбитки екзогенних та ендогенних ритмів, є періодично корельований випадковий процес. Властивості такого класу процесів як імовірнісних об'єктів є підставою обґрунтування способу визначення значень інформативних ознак електрокардіосигналу, які виконують роль діагностичних за різних станів серцево-судинної системи. Отримані при цьому результати, будучи складовими МАПР-тріади: модель-алгоритм-програмна реалізація, придатні для використання при проектуванні спецпроцесорів електронних засобів діагностики.

Отримані творчим колективом наукові результати розвивають та доповнюють відомі класичні математичні моделі, методи опрацювання та комп'ютерної імітації, а також відповідні програмно-апаратні засоби, відкриваючи нові горизонти творчого науково-інженерного пошуку в царині математичного моделювання біосигналів.

З глибокою повагою,
кандидат технічних наук, доцент
доктор технічних наук, професор
кандидат технічних наук, доцент
кандидат технічних наук, доцент
кандидат технічних наук, доцент
кандидат технічних наук, доцент

Леонід Дедів
Андрій Сверстюк
Ірина Дедів
Микола Хвостівський
Василь Дозорський
Євгенія Яворська

ПЕРЕЛІК УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ, СИМВОЛІВ І СКОРОЧЕНЬ

АСГМ – автоматизована система голтерівського моніторингу;
ГМ – голтерівський моніторинг;
ВКЗ – взаємокореляційні зв'язки;
ВП – випадковий процес;
ДБГШ – дискретний білий гаусівський шум;
ЕКС – електрокардіосигнал;
ЕТСС – енергетична теорія стохастичних сигналів;
ПЗ – програмне забезпечення;
ПК – персональний комп'ютер;
ПКВП – періодично корельований випадковий процес;
КПКВП – кусково-періодично корельований випадковий процес;
ЛВП – лінійний випадковий процес;
ЧСС – частота серцевих скорочень;
A, M, D – множини (числові, підмножини числової осі, **R**);
 a_k – сама тільки k -а компонента простору чи k -ий елемент послідовності;
 $B(u)$ – коваріація стаціонаризатора (середня чи інтегральна коваріація)
нестационарного випадкового процесу;
 \mathbf{V}^p – простір з метрикою Бора-Безиковича інтегровних з p -им степенем
функцій на числовій осі;
 $\mathbf{V}^2(\mathbf{H})$ – гільбертів \mathbf{V}^2 - простір над простором \mathbf{H} ;
 $b(t, u)$ – параметрична (зсувова) коваріація значень у момент t випадкового
процесу та зсунутої на u його версії;
C – множина всіх комплексних чисел;
 $d_\xi, d_\xi(t)$ – дисперсія випадкової величини чи випадкового процесу;
E – символ оператора математичного сподівання;
 E_ξ – енергія випадкового процесу $\xi, t \in D$;
 $E(\bullet)$ – теоретико-числова функція ціла частина числа;
 $\exp(\bullet)$ – експонента (показникова функція);
 $F(\Delta, \Delta')$ – спектральна біміра гармонізованого випадкового процесу – її
значення на декартовому добутку $\Delta \times \Delta'$ множин Δ та Δ' ;
 $f, f(\bullet)$ – символ функції, трактованої як елемент векторного функційного
простору;
 $f: D \rightarrow M$ – функція як відображення множини **D** у множину **M**;
 $f(t)$ – значення функції $f(\bullet)$ у точці $t \in \mathbf{D}$, тобто $f(t) \in \mathbf{M}$;
H – абстрактний гільбертів простір;
 $H(\bullet)$ – функція (стрибок, сходінка) Гевісайда;
 H_0, H_1 – статистичні гіпотези;
K – колмогорівський простір випадкових величин скінченої дисперсії;
 $\mathbf{L}(D; S)$ – простір функції на множині **D**, інтегровних за мірою S ;

$L^p(\mathbf{D})$ – простір числових функцій на множині \mathbf{D} , інтегрованих за Лебегом з p -им степенем;
 $L^2(\mathbf{D}, \mathbf{H})$ – простір інтегрованих з квадратом функцій означених на множині \mathbf{D} , зі значеннями у просторі \mathbf{H} ;
 $L(\mathbf{D}^2, f)$ – простір функцій двох змінних, інтегрованих з вагою (ядром) $f(\lambda, \mu)$;
 $L_0(\Omega, p)$ – простір центрованих випадкових величин скінченої дисперсії на множині елементарних подій Ω з розподілом імовірностей p ;
 $l(\mathbf{A})$ – міра Лебега множини \mathbf{A} ;
 M, M_t – символ усереднення (за змінною t) на числовій осі;
 m_k – k -а компонента матсподівання періодично корельованого випадкового процесу;
 $m_\xi, m_\xi(t)$ – математичне сподівання випадкової величини чи випадкового процесу;
 \mathbf{N}, \mathbf{N}_+ – множина натуральних та відповідно невід’ємних цілих чисел;
 P_ξ – середня (по числовій осі) потужність випадкового процесу $\xi(t), t \in \mathbf{R}$;
 $R(u)$ – коваріація стаціонарного випадкового процесу його значень, віддалених одне від одного на u ;
 \Re – дійсна частина комплексного числа;
 \mathbf{R} – множина дійсних чисел;
 \mathbf{R}_+ – множина дійсних додатних чисел;
 $r(t, s)$ – коваріація значень випадкового процесу у момент t та s .
 \sup – верхня межа (грань) множини дійсних чисел;
 U – унітарний оператор зсуву на числовій осі;
 \mathbf{Z}, \mathbf{Z}_+ – множина всіх і відповідно підмножина додатних цілих чисел;
 Φ – символ перетворення Фур’є;
 $\hbar, \hbar^\varepsilon, \hbar^\pi$ – загальний і відповідно L^2 та \mathbf{B}^2 простори над простором \mathbf{K} ;
 ξ – випадкова величина;
 T – період функції або сигналу;
 Δt – крок дискретизації;
 ψ – випадкове число;
 $\xi_k(t)$ – стаціонарні компоненти ПКВП;
 $\delta(\bullet)$ – дельта функція Гевісайда-Дірака;
 ε – клас випадкових процесів скінченої енергії;
 π – клас випадкових процесів скінченої середньої потужності;
 π^T – клас періодично корельованих з тим самим періодом корельованості T випадкових процесів скінченої середньої потужності;
 Ω – простір елементарних подій;
 \cup – об’єднання множин.

ВСТУП

Серцево-судинні захворювання, переважно ішемічна хвороба серця та інсульт, є основними причинами смертності й одними з основних факторів інвалідності в усьому світі. Такі висновки отримані з дослідження GBD (*Global Burden of Disease*) за 2019 рік.

Тягар серцево-судинних захворювань продовжує зростати протягом десятиліть майже у всіх країнах із середнім і низьким рівнем доходу. Викликає тривогу і той факт, що стандартизований за віком показник серцево-судинних захворювань почав рости в деяких країнах із високим рівнем доходу, де раніше він знижувався.

Виявлення випадків серцево-судинних захворювань майже подвоїлося з 271 мільйона в 1990 році до 523 мільйонів у 2019 році, а кількість смертей від серцево-судинних захворювань неухильно збільшувалася з 12,1 мільйона в 1990 році до 18,6 мільйона у 2019 році.

В Україні серцево-судинні захворювання є головною причиною смертності населення. За цим показником наша країна лишається одним зі світових лідерів.

Тому, важливим завданням сучасної кардіології в Україні та у світі є своєчасне виявлення і запобігання серцево-судинних патологій.

Діагностування стану серцево-судинної системи за електрокардіосигналом (ЕКС) проводять з використанням голтерівських систем моніторингу (зокрема, Edilog Excel (Oxford, Англія), MT-100 (Schiller, Швейцарія), Mars PC (GE, США), Кардіотехніка (ИНКАРТ, Росія, Санкт-Петербург), Ритм (НТО “БЭТА”, Україна, Кіровоград), Кардіосенс (НТЦ «ХАІ-Медика», Україна, Харків)).

Відомі математичні моделі та розроблені на їх основі методи аналізу характеристик електрокардіосигналів, використані у цих системах, не враховують того, що функціонування серцево-судинної системи впродовж доби є накладанням серцевого ритму і впливу на нього добової зміни стану організму і, тим самим, не забезпечують точності діагностування. Діагностична цінність голтерівського моніторингу (ГМ) залежить від наявності системи моніторингу, що базується на адекватній математичній моделі, яка враховує добову структуру ЕКС, тобто добовий хід зміни серцевого ритму і дає змогу автоматизовано проводити процес діагностування.

Тому, актуальним залишається питання удосконалення математичної моделі електрокардіосигналу та розроблення на її основі методу його аналізу для підвищення інформативності автоматизованих систем голтерівського моніторингу.

У першому розділі проведено аналіз відомих математичних моделей електрокардіосигналів у системах голтерівського моніторингу та методів опрацювання їх для обґрунтування напрямку наукового дослідження.

У другому розділі удосконалено математичну модель електрокардіосигналу, щоб врахувати у її структурі подвійну ритміку – ритміку

серцево-судинної системи та добовий хід станів системи як мінливість довготривалого електрокардіосигналу для розв'язання задач оперативного та достовірного виявлення змін у функціонуванні серцево-судинної системи.

У третьому розділі обґрунтовано метод статистичного опрацювання та комп'ютерного імітаційного моделювання електрокардіосигналу на основі математичної моделі для підвищення інформативності систем голтерівського моніторингу.

У червтому розділі обґрунтовано застосовність нових інформативних ознак електрокардіосигналу в системах голтерівського моніторингу і спосіб обчислення оцінки достовірності отриманих результатів. Розроблено програмне забезпечення для опрацювання електрокардіосигналів для верифікації удосконаленої математичної моделі та статистичного методу її опрацювання.

РОЗДІЛ 1

ОГЛЯД ВІДОМИХ МАТЕМАТИЧНИХ МОДЕЛЕЙ ЕЛЕКТРОКАРДІОСИГНАЛІВ У СИСТЕМАХ ГОЛТЕРІВСЬКОГО МОНІТОРИНГУ

1.1. Голтерівський моніторинг електрокардіосигналу

1.1.1. Особливості голтерівського моніторингу. Голтерівський моніторинг (ГМ) є методом обстеження кардіологічних хворих і широко застосовується не тільки в стаціонарних медичних закладах, але й у поліклініках. Діагностичні можливості визначаються типом апаратури, на якій проводиться дослідження. Вибір тієї або іншої системи з десятків наявних на багато років визначає у даній організації рівень обстеження хворих. Тим часом, можливості систем різних фірм значно відрізняються або навіть одна фірма може випускати системи з різними можливостями. Всі голтерівські системи включають реєстратори і обробний стаціонарний комплекс (рис.1.1), відповідно до [2, 23, 64, 89].



Рис.1.1. Загальна структура системи ГМ

Характеристики моніторів, які стосуються вимірів електрокардіосигналу серця у часі наведено, у таблиці 1.1. У таблиці представлені системи, що випускаються в країнах СНД і деякі імпорتنі системи. Неможливо оглянути багато десятків закордонних систем. Але, у контексті даного огляду, це і не потрібно. Так, всі без виключення системи забезпечують реєстрацію ЕКС, оцінку форми QRS-комплексу, виявлення аритмії (закордонними стандартами це регламентується як обов'язкові характеристики; фрагментарні монітори, які реєструють тільки ділянки ЕКС, що ілюструють виявлені порушення, із середини 90-х років у розвинених країнах не випускаються) [64].

Таблиця 1.1. Діагностичні можливості голтерівських систем

Фірма, місто, країна	Medilog Excel, (Oxford, Англія)	MT-100 (Schiller, Швейцарія)	Mars PC (GE, США)	Medtech Cardio Tens, Угорщина	Кардіотехніка (ИНКАРТ)	Ритм (НТО "БЭТА", Україна, Кіровоград)	DiaCard (Україна, Київ)	Cardio Sens (ХАІ-Медика, Україна, Харків)	Hellige Cardio Soft Holter	Rapid Scan (США)	Голтер ДНК (Росія)	Cardio Scan (США)	Custo Tera (Німеччина)
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
Тривалість запису (год.)	24-72	24	24	24	24-72	24-48	24-72	24-72	24-48	24	24	24-96	24
Число класів аритмій	60	35	15	10	39	10	25	10	НВ	НВ	НВ	НВ	НВ
Виділення змін ритму	+	+	-	-	+	-	+	+	+	-	-	+	+
Варіабельність RR-інтервалів	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
Варіабельність QT-інтервалів	+	-	-	-	-	-	+	-	-	-	-	+	-
Оцінка пізніх потенціалів	+	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	+	-
Реєстрація 12 каналів	+	-	+	-	+	-	+	+	-	-	-	+	-

НВ — немає відомостей

Окремі фірми пропонують і фрагментарні монітори, які значно дешевші. Їхні можливості поступаються системам з повним записом — лікар не може перевірити правильність аналізу, докладно розглянути ЕКС у будь-який момент часу. Навіть в умовах обмеженого фінансування, на наш погляд, подібні монітори можуть застосовуватися тільки для первинного обстеження. Велика кількість хворих при наявності складних порушень ритму, або при виявленні ішемічних змін ЕКС, коли раніше такі діагнози пацієнтам не встановлювалися, діагностичних можливостей фрагментарного моніторингу недостатньо. Тому оптимальним в організації є можливість повторити обстеження таких хворих на моніторі з повним записом. В усіх системах забезпечується зберігання у базах даних добових записів ЕКС, вимірювання нахилу сегменту ST та автоматичне виділення епізодів зсуву ST ділянки ЕКС, виконання клінічного висновку [5, 6, 8, 19, 21, 54].

З особливостей голтерівських систем, що з'явилися останнім часом, найбільше значення має можливість формування клінічного висновку. Подібні системи дають можливість лікареві не тільки роздрукувати звіт про ЕКС

(значення ЧСС, приклади аритмій з оцінкою їхнього числа й характеристик, приклади зсуву сегмента ST), але й автоматично "прокоментувати" зареєстровані у хворого порушення, як у порівнянні з віковими нормативами, так і за їхньою клінічною значимістю, можливим прогностичним значенням. Наявність подібних клінічних коментарів, звичайно, не рятує лікаря від необхідності думати, але дає змогу не забути звернути увагу на діагностично значиму інформацію.

У всіх системах застосовується відбір за 2-3 відведеннями. Більшість фірм збільшило їхнє число із двох до трьох тому, що, якщо голтерівське моніторингування проводиться з метою діагностики й оцінення ішемічних змін ЕКС, двох відведень недостатньо. Застосування трьох відведень, при їхньому розташуванні, близькому до ортогонального (наприклад, V4, V6, aVR), практично виключає можливість пропуску транзиторної ішемії міокарда й дає змогу оцінювати локалізацію виявлених ішемічних змін ЕКС. Триканальний запис має переваги й для оцінення порушень шлуночка [5, 9, 11, 23, 57].

Тривалість запису ЕКС повинна бути не меншою доби, тому що при меншій тривалості знижується чутливість методу й неможливо оцінити циркадний ритм серцевої діяльності. Останнім часом все більше поширення набуває багатодобовий моніторинг (найчастіше до трьох діб). На подібних реєстраторах можна проводити як добове спостереження, так і продовжити його при необхідності на кілька діб, тому, такі монітори мають переваги, тим більше, що їхня вартість збільшується дуже незначно. Багатодобовий моніторинг необхідний для виявлення рідкісних (спостережуваних не щодня) порушень, для оцінки варіабельності виявлених порушень. Особливо його переваги проявляються при призначенні й контролі антиаритмічної й антиангінальної терапії. Один запис дає можливість побачити й виявити порушення ритму й оцінити ефект двох препаратів з вибором найкращого. Сучасний обробний комплекс голтерівського монітора виконується на основі персонального комп'ютера з роздруківкою результатів на принтері. Для якісного друку використовують струминні або лазерні принтери. Вони ж, як правило, забезпечують більшу швидкість друку результатів. У більшості систем є можливість зберігання голтерівських записів у базі даних (на магнітооптичних або лазерних дисках), що важливо для порівняння з наступними спостереженнями даного хворого. Якщо такої можливості немає, то оцінка динаміки може вироблятися тільки за "роздруком", того не завжди досить. Великого значення посеред лікарів надається типові носія інформації. В останні роки суперечки між прихильниками запису ЕКС на магнітну стрічку (МС) і цифровим записом вирішуються на користь останнього, хоча багато фірм продовжують випускати голтерівські реєстратори на магнітній стрічці. Перелом настав з появою на початку 90-х років енергонезалежної цифрової пам'яті ("Flash"), що зберігає зареєстрований ЕКС без електроживлення. Цифрові реєстратори на звичайній пам'яті, які зберігають ЕКС тільки при наявності живлення, значно менш зручні в роботі, тому що при пропаданні живлення запис може бути відсутній. В іншому, цифровий запис більше зручний — відсутні завади носія, як у магнітній стрічці, не потрібно міняти

касети, передача в комп'ютер не вимагає спеціальних пристроїв зчитування магнітної стрічки тощо [2, 22, 94].

1.1.2. Огляд відомих рішень. У 1961 р. Norman J. Holter запропонував новий метод реєстрації ЕКГ і можливості передачі по радіо ЕКГ, узагальнивши тим самим 25-річний досвід роботи. Протягом наступних 25 років ми стали свідками вдосконалення цього дослідницького методу. За ці роки 40-кілограмовий реєстратор, що закріплювався на спині хворого як рюкзак, зазнав значних змін і важить зараз менше 0,5 кг. Технічні вдосконалення були спрямовані на поліпшення якості запису ЕКГ, з'явилася можливість одночасної реєстрації декількох відведень ЕКГ, автоматичного аналізу. Вдосконалення апаратури дозволило збільшити кількість параметрів, які реєструються і аналізуються: при проведенні аналізу порушень ритму серця з'явилася можливість кількісного визначення депресії сегмента ST, оцінки функції електрокардіостимулятора і варіабельності серцевого ритму у вигляді різних тимчасових і спектральних параметрів, автоматичного виміру інтервалу Q–T, а останнім часом з'явилися апарати, що реєструють усереднені сигнали ЕКГ при великому підсиленні. Впроваджується система передачі сигналів ЕКГ за допомогою телефонного зв'язку і запис інформації «на вимогу» на реєстратор. Враховуючи надходження нової інформації щодо модифікації методу і появу більш широких можливостей інтерпретації результатів, потреба в голтерівському моніторингу не може бути визначена однозначно.

Нижче наведені дані про роботу та можливості основних програм автоматичного голтерівського аналізу ЕКГ.

Компактний голтерівський реєстратор ЕКГ «MEDILOG AR12 PLUS» (рис. 1.2). В реєстраторах medilog plus реалізовано передову технологію PureECG™, яка встановлює нові стандарти якості запису ЕКГ сигналу.



Рис. 1.2. Загальний вигляд MEDILOG AR12 PLUS

Програма вимірювань MEDIALOG AR12 PLUS від компанії Schiller (Швейцарія) (<https://www.schiller-medical.com>), призначена для одноканальної або триканальної реєстрації електрокардіограми та пропонує широкий набір опцій аналізу ЕКГ: аналіз ВСР, розпізнавання апное, аналіз сегментів ST і QT, розпізнавання комплексів QRS, розпізнавання Р зубця та ін.

Програма голтерівського моніторингу «CARDIMAX». Дане програмне забезпечення є опціональним, носієм є SD - карта. Воно може бути встановлено на голтерівські кардіографи компанії Fukuda Denshi, Японія, і мають наступні можливості можливостями: одночасна реєстрація дванадцяти відведень; виявлення комплексів QRS, аналіз частот скорочень, інтервалів PR та QT, дослідження положення ЕВС, інтерпретація та аналіз ВСР з формуванням заключення.

Система голтерівського моніторингу «CardioDay». За допомогою програми аналізу ЕКГ «CardioDay», від американської фірми GE Healthcare можна отримати: аналіз ВСР та фібриляції передсердь, зміна інтервалу QT між комплексами, аналіз функцій кардіостимулятора, дослідження турбулентності серцевого ритму, попередній відбір у відношенні порушень, пов'язаних із сном, автоматична взаємодія отриманих результатів. На рисунку 1.3 представлений результат роботи програми.

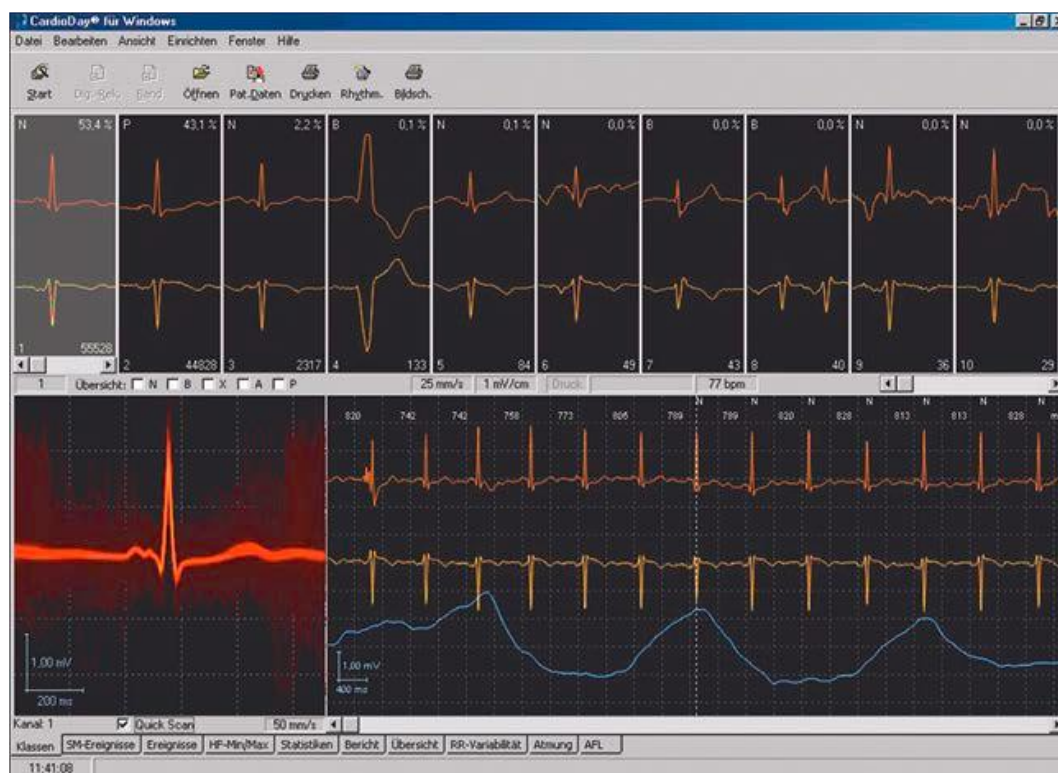


Рис. 1.3. Результати роботи програми «CardioDay»

Кардіореєстратор портативний КРП-01 з програмним забезпеченням на ПК "Armasoft 12-Cardio" (Китай) (<https://ortop.ua/ua/elektrokardiograf-krp-01-p1001.html>) зображено на рис.1.4.



- Рис. 1.4. Кардіореєстратор КРП-01 (Р1001) з програмним забезпеченням ArMaSoft-12-Cardio для Windows

Призначений для застосування в кабінетах функціональної діагностики (кабінети ЕКГ) поліклінік, клінік, лікарень, а також в домашніх умовах для проведення електрокардіографічних обстежень в якості комп'ютерного електрокардіографа.

Областю застосування програмного забезпечення «ArMaSoft» є реєстрація та комп'ютерна інтерпретація ЕКС, отриманих у результаті голтерівського моніторингу в системі дванадцяти загальноприйнятих відведень.

Програмне забезпечення «ArMaSoft» призначене для виконання наступних функцій: запис в пам'ять комп'ютера ЕКС, виявлення комплексів QRS, відображення на екрані моніторів, зареєстрованих електрокардіографічних відведень, формування та керування архівами ЕКС, вимірювання амплітудно-часових параметрів зубців та інтервалів електрокардіосигналу, розрахунки загальноприйнятих електрокардіографічних параметрів, діагностика порушень серцевого ритму, синдромальна

інтерпретація патологічних змін електрокардіограми з формуванням попереднього діагнозу, отримання друкованого документа (протокол обстеження пацієнта).

Дане програмне забезпечення може бути встановлене на персональний комп'ютер. У складі системи також повинні бути лазерний принтер та електрокардіограф.

Комплекс голтерівського моніторингу ЕКГ «Валента» (Росія) зображено на рис.1.5 (<http://valenta.spb.ru/apparat-dlya-holterovskogo-monitorirovaniya-ekg>).



(а)



(б)

Рис. 1.5. Электрокардиограф компьютерный «Валента» (а) та представлення результатів роботи програмного забезпечення (б)

Даний комплекс забезпечує безперервну реєстрацію добового запису ЕКГ за трьома відведеннями з наступним формуванням електронної історії хвороби. До його складу входять: перетворювач біосигналів «Валента», програмне забезпечення, аксесуари для проведення різноманітних досліджень.

Програмне забезпечення комплексу дозволяє проводити перегляд добових записів, розпізнавання комплексів QRS, розбиття кардіоциклів на кластери з наступною класифікацією, виявляти порушення ритму, аналізувати сегмент ST, а також формувати бази даних пацієнтів і проводити дослідження ВСП з наступним формуванням підсумкового документа по заданому шаблону.

Голтер ЕКГ систему H-Scribe (США) зображено на рис.1.6 (<https://nikator.in.ua/ua/p29245994-holter-ekg-sistema.html>). Голтер ЕКГ система H-Scribe є системою добового моніторингу ЕКГ за холтером для реєстрації, аналізу та зберігання даних записів ЕКГ. Блок реєстрації ЕКГ 3-х канальний H3+ або 12-ти канальний H12+.



Рис.1.6. Голтер ЕКГ системау H-Scribe

Програмне забезпечення забезпечує високу достовірність визначення типу подій і класифікації серцевого ритму, завдяки алгоритму аналізу та інтерпретації VERITASTM для дорослих і дітей. Включає аналіз варіабельності серцевого ритму, виявлення миготливої аритмії, визначення кардіостимулятора, аналіз зміни сегмента ST, QT/QTs. Формування повністю настроюваний звіту з наступним друком на принтері. Можливість передачі/отримання записів ЕКГ через Інтернет.

Систему голтеровського моніторингу «ECGpro S12» (Україна) зображено на рис.1.7 (<http://ecgpro.ua/products/ecgpro-s12>). ECGpro® Холтер комплектується надійними і сучасними реєстраторами, що відповідають

міжнародним стандартам (MDD 93/42/EEC, DIN EN 60601-1, DIN EN 60601-1-2, DIN EN 60601-2-47).



Рис.1.7. Система холтеровського моніторування «ECGpro S12»

Експертна холтерівська система оснащена повним набором методик, професійним інструментарієм і оптимальним робочим процесом.

Гарантована якість візуалізації кардіологічних даних – від найменших деталей, до найскладніших графіків. Зручний інтерфейс та можливість отримати професійний інформативний звіт з автоматичним висновком і інтелектуальним підбором епізодів ЕКГ.

Точність автоматичного аналізу складає 99,92% (згідно ANSI/AAMI EC38:2007, EN 60601-2-47), а тривалість не перевищує 30 секунд для добового запису. Завдяки високій точності і розумному інструментарію, робота з рутинним записом займає менше 8 хвилин.

Автоматичне і достовірне визначення подій ST, тренди елевації/депресії сегменту ST по кожному каналу, детальна таблиця ішемічних подій з розрахунком загального тягаря ішемії надає вичерпну інформацію для підбору та контролю антиішемічної терапії.

Легке та зрозуміле редагування та можливість верифікації та контролю результатів.

Добовий ЕКГ монітор «ЕС-3Н» (Bluetooth) (Венгрія) з програмним забезпеченням Cardiospy v5 зображено на рис.1.8. ЕС-3Н портативний, легкий, надійний, добовий монітор ЕКГ (за Голтером). Апарат має три біполярних (незалежних) ЕКГ канали. Існує можливість реєструвати 1, 2 або 3 канали ЕКГ (при необхідності). Завдяки компактним розмірам та невеликій вазі (всього 50 грам) пацієнт абсолютно не відчуває жодного дискомфорту під час моніторингу та може вести звичайний спосіб життя. Живиться апарат від одного акумулятора типу ААА, даної енергії вистачає до 48 годин запису ЕКГ, при необхідності тривалість запису можна продовжити до 72 годин (замінивши акумулятор після 40 годин запису).



Рис.1.8. Добовий ЕКГ монітор «ЕС-3Н» (Bluetooth)

За допомогою вбудованого акселерометра апарат фіксує фізичну (рухову) активність пацієнта, що безумовно допомагає лікарю отримати більш об'єктивну картину про спосіб життя та діяльність пацієнта. Програмування приладу здійснюється за допомогою Bluetooth з'єднання, що значно полегшує процес встановлення апарата на нового пацієнта.

Після закінчення запису, лікар зчитує ЕКГ дані на персональний комп'ютер для аналізу у програмі CardioSpy. Алгоритми детектування подій даного програмного забезпечення відповідають усім сучасним світовим стандартам і з високою точністю виявляють різноманітні порушення серцевого ритму і не тільки. Програма дуже зручна та пропонує широкий спектр звітів, редагування параметрів друку, вона підходить для мережного використання та забезпечує широкі можливості.

Особливості програмного забезпечення Cardiospy®:

- Швидкий аналіз ЕКГ запису.
- Точна класифікація QRS та аналіз ритму.
- Класифікація шаблонів QRS.
- Аналіз аритмій, огляд аритмій.
- Аналіз ST рівня та нахилу.
- QT аналіз.
- Аналіз варіабельності ритму серця (часовий та частотний).
- Аналіз миготливої аритмії.
- Аналіз роботи кардіостимуляторів всіх типів.
- Різні звіти щодо Холтера.
- Експорт та імпорт у форматі GDT.
- Локальні, мережеві операції.
- Векторна кардіографія.

- Функції експорту та імпорту.
- Підтримка DICOM, HL7.
- CardioSpy дає можливість проводити безпроводний моніторинг ЕКГ перед початком запису, для перевірки якості ЕКГ сигналу та накладання електродів.
- Апарати фірми Labtech використовують ефективні цифрові технології фільтрації. Згладжуючий фільтр, знімає м'язові та мережеві компоненти завад.
- Програмне забезпечення автоматично виключає «зашумлені області», значно заощаджуючи час лікаря.
- Високоточний QRS-детектор.
- Автоматична класифікація типу та форми QRS, що прискорює роботу спеціаліста над аналізом кожної ЕКГ запису.

1.1.3. Якість голтерівського моніторингу

Точність реєстрації ЕКС залежить від частотного діапазону блоків апаратури (швидкодії), розрядності аналого-цифрового перетворювача (АЦП). Частотний діапазон голтерівського реєстратора повинен бути (0,1-35) Гц, розрядність АЦП — не меншою 10. При застосуванні 8-розрядного АЦП точність виміру амплітуд не може бути кращою (40-50) мкВ, або — (0,4-0,5) мм, що для оцінювання низькоамплітудних компонентів ЕКС (хвиль Р, сегменту ST) явно недостатньо, тому такі монітори можуть використовувати тільки для грубого оцінювання порушень ритму. Для якісної оцінки ішемічних змін ЕКС важлива точність виміру зсуву сегменту ST. Оптимально, коли вона не гірша за (10-15) мкВ. Системи з точністю виміру зсуву ST на рівні (40-50) мкВ (помилки виміру, що досягають (80-100) мкВ можуть утруднити виявлення невеликого зсуву, тому що діагностично значимий зсув сегмента ST вже на 100 мкВ). Клінічне значення має не тільки величина, але й нахил сегменту ST (висхідний, спадний), тому більшість сучасних систем дають змогу вимірювати цей параметр. Вимір і подання інформації про зсув і нахил сегменту ST повинен вироблятися одночасно по всіх (трьох) відведеннях [2, 22, 94, 103, 105].

1.1.4. Можливості сучасних голтерівських моніторів. Основна область застосування голтерівського моніторингування — оцінка порушень ритму серця й транзиторної ішемії міокарда, тому всі характеристики опрацьовуючого комплексу можна умовно розділити на ті, що впливають на якість аналізу аритмій, що дозволяють правильно оцінити зміни ST-T і на додаткові [23, 93].

Для аналізу аритмій важливо оцінити форму QRS-комплексу (автоматично й у діалозі з лікарем), що дасть змогу упевнено виділяти комплекси шлуночкового походження (шлуночкові екстрасистоли й ритми, зливальні комплекси) і епізоди внутрішньошлуночкового порушення (комплекси із синдромом WPW, із блокадою ніжок пучка Гіса). За формою QRS-комплексу й інтервалом RR всі аритмії автоматично розділяються на класи, число яких у різних систем може бути від 10 до 50. Обов'язковий поділ на шлуночкові й надшлуночкові аритмії, за числом комплексів в епізоді аритмії

(одиначні, парні, групові, пароксизми), по ЧСС в епізоді (ритми, тахікардії) і виділення пауз із оцінкою їхньої тривалості. У багатьох системах додатково передбачено поділ по інтервалі зчеплення (ранні типу R/T, пізні екстрасистоли), за величиною компенсаторної паузи (повна, неповна). Найважливішою характеристикою є можливість виявлених класів аритмій лікарем, можливість виділити класи порушень ритму так, як це думає лікар — об'єднати або розділити автоматично виділені класи й перейменувати їх (установити той діагноз, що на думку лікаря найбільше відповідає виявленому аритмічному феномену). Подібна можливість є в більшості закордонних систем. Відсутність її значно утруднить лікареві формування коректного висновку по виявлених аритміях [64, 93].

Порівняно нова можливість голтерівських систем — оцінювання змін ритму, автоматичне виділення не тільки короткочасних аритмій, але й періодів зміни основного ритму серця (наприклад, переходу із синусного ритму на вузловий). Ця можливість корисна для хворих, у яких протягом часу спостереження міняється основний ритм, і дає змогу окремо оцінювати аритмії, що виникають на тлі різних ритмів. Сучасні голтерівські системи дають можливість з врахуванням варіабельності сегменту ST за час спостереження автоматично виділяти фрагменти зсуву ST, які можуть мати діагностичне значення. Після підтвердження лікарем ішемічного характеру виявлених змін ST-T, дані системи автоматично розраховують характеристики: число, тривалість, виразність, вектор зсуву ST, «граничну» і максимальну ЧСС, інтеграл зсуву ST (так званий «індекс ішемії»). Використання цих систем дає змогу лікарю отримати більший обсяг діагностично значимої інформації про стан хворих людей із ішемічною хворобою серця без необхідності розрахунків цих характеристик «вручну» [23, 64].

Останнім часом проявляється інтерес до такої нової можливості голтерівських систем як оцінювання варіабельності RR-інтервалів. Аналіз параметрів розкиду інтервалів RR дає змогу оцінити стан вегетативного тону (перевага симпатичного або парасимпатичного відділів). Крім того, доведено, що ригідний ритм (з малою варіабельністю) є незалежним прогностично несприятливим фактором, особливо, у хворих, що мали інфаркт міокарда. Більшість систем, що мають дану функцію, уможливають проведення як часового, так і спектрального аналізу RR-інтервалів, як за увесь час спостереження, так й в обраному лікарем інтервалі.

Клінічне значення таких нових функцій як аналіз варіабельності QT-інтервалу, виявлення наявності пізніх потенціалів міокарда в цей час активно вивчається. Можливо, ці функції ввійдуть найближчим часом в обов'язковий набір голтерівської системи високого рівня [2, 89].

1.2. Математичні моделі електрокардіосигналів у системах голтерівського моніторингу

При побудові автоматизованих кардіодіагностичних систем голтерівського моніторингу (АКДС) (Edilog Excel (Oxford, Англія), ECGpro S12 (Україна), EC-3H (Labtech, Венгрія), MT-100 (Schiller, Швейцарія), Mars PC

(GE, США), H-Scribe (США), Валента (Росія), КРП-01 (Китай), Кардіотехніка (ИНКАРТ, Росія, Санкт-Петербург), Ритм (НТО “БЭТА”, Україна, Кіровоград), Кардіосенс (ХАІ-Медика, Україна, Харків та інші)), важливим завданням є створення спеціалізованого програмного забезпечення, яке ґрунтується на відповідних математичних моделях сигналів серця та методах їх опрацювання. Від обраної математичної моделі та розроблених на її основі методів у значною мірою буде залежати точність та достовірність результатів комп'ютерної діагностики.

Можна виділити два підходи щодо побудови математичних моделей ЕКС - детермінований та стохастичний. Детермінований підхід є досить спрощеним, оскільки не враховує фактору випадковості, що характеризує сигнали біологічного походження. Так серед відомих детермінованих математичних моделей ЕКС [7] можна назвати періодичні функції, детерміновані функції, що описують форму одного серцевого циклу ЕКС. Такі моделі значно менше використовуються в сучасних діагностичних системах в силу їх спрощеного, ідеалізованого характеру. Стохастичний підхід до побудови математичних моделей ЕКС як частковий випадок включає детермінований підхід і все частіше знаходить своє місце при проектуванні автоматизованих комп'ютерних систем.

1.2.1. Детерміновані математичні моделі

Детерміновані моделі кардіосигналів застосовують як при моделюванні їх просторово-часової структури, так і при моделюванні біофізичних механізмів їх формування.

Математичні моделі генезису кардіосигналів базуються на уявленні про серце як систему генераторів просторово-часових полів різної фізичної природи: електричної, магнітної та механічної (акустичної). Найбільш розвинутий підхід при побудові моделей генезису сигналів серця розроблений для електричного кардіополя. В літературних джерелах, як правило, розглядають декілька підходів до моделювання електричного поля серця. Вільсон у праці [88] запропонував розглядати електричне поле серця як таке, що породжене одним результуючим диполем (вектором серця). У працях Каца вважається, що найбільш точним підходом до моделювання електричного поля серця є так званий мультипольний підхід, коли серце розглядається як система великої кількості диполів, які генерують електричні поля, а сумарне поле цих диполів якраз і є електричним полем серця [9]. Основною вимогою, яка висувається при побудові таких моделей, є те, щоб поле на поверхні тіла людини і на поверхні його імітатора - провідного середовища – збігалися в певному сенсі. В такому випадку еквівалентний генератор не тільки імітує ЕКС, але, крім того, є економним способом опису електричного поля серця. Найбільш цікаві результати отримуються тоді, коли еквівалентний генератор має подібну до реального серця просторову структуру розміщення електричних джерел та подібні зміни в часі їхніх характеристик. Якщо еквівалентний генератор є не досить складним, то його параметри можна оцінити за зареєстрованим ЕКС шляхом розв'язання оберненої задачі електродинаміки, яка

розглянута в роботі [17]. Сукупність таких способів отриманих оцінок параметрів еквівалентного генератора інтерпретується в термінах електрофізіології серця, що встановлює взаєморозуміння між фахівцями медичного та фізико-математичного спрямування.

В більшості випадків, при побудові математичних моделей генезису кардіосигналів, дослідники виходили із припущення про однорідність, лінійність, та стаціонарність біосередовища, в якому поширюється поле серця. Проте гіпотези про стаціонарність та однорідність біосередовища не відповідають дійсності, оскільки експериментальні дослідження біотканин показали їх суттєву неоднорідність та нестаціонарність за електричними, магнітними та механічними характеристиками. Кауфман і Джанстон перші вимірювали електричні властивості живих тканин [18]. Шван у своїх працях продовжив ці дослідження і виявив, що фазовий зсув, який обумовлений електричними властивостями тканин тіла, можна не враховувати на частотах до 100 Гц [22]. Точніші [95]. Результати вимірювання питомого опору живих тканин провів Бюргером показали, що характеристики біосередовища є нестаціонарними у часі та неоднорідними по просторових координатах. Припущення ж про лінійність середовища є допустимим, оскільки нелінійні ефекти мають місце лише при великих рівнях генерованих сигналів серця, чого в дійсності не спостерігається.

Серед детермінованих математичних моделей просторово-часової структури кардіосигналів виділяють два класи: клас періодичних, майже періодичних детермінованих функцій [20], а також клас неперіодичних детермінованих функцій та пов'язані із ним розклади серцевого циклу в ряди Фур'є по різних ортогональних та неортогональних базисах, перетворення Фур'є, Гільберта, Карунена-Лоева та Лапласа [6, 12, 55, 99].

Детерміновані моделі кардіосигналів мають обмежені можливості для опису реальних сигналів серця, що не дає змогу на основі них проводити високоінформативну діагностику стану ССС, оскільки вони не враховують мінливість часової структури реалізації ЕКС в кожному серцевому циклі і можуть використовуватися для діагностики серця лише за одним зареєстрованим серцевим циклом.

1.2.2. Стохастичні математичні моделі

Відомі методи досліджень ЕКС використовують стохастичний підхід щодо їх моделювання та опрацювання. Поширеною і найпростішою математичною моделлю сигналів серця, що лежить в основі більшості методів опрацювання та діагностичних ознак в автоматизованих кардіодіагностичних системах ГМ є вектор випадкових величин. Випадкові величини, які утворюють даний вектор, описують певні характерні елементи ЕКС, які в кожному серцевому циклі розглядаються як реалізації цих випадкових величин. До таких елементів відносять амплітуди та тривалості зубців, хвиль, інших особливих ділянок ЕКС, площі зубців, комплексні показники, що сформовані із простіших.

В праці [88] як діагностичні ознаки при аналізі серцевого ритму використовують математичне сподівання та дисперсію тривалості серцевого

циклу (R-R інтервал). Методи опрацювання ЕКС як моделі у вигляді вектора випадкових величин, полягають в статистичному оцінюванні його ймовірнісних характеристик шляхом усереднення однорідних елементів кардіосигналу, які взяті із різних серцевих циклів зареєстрованої реалізації ЕКС. Перевагою моделей у вигляді вектора випадкових величин є зрозумілість, адаптованість використання фахівцями-кардіологами сукупності діагностичних ознак, що визначаються на їх основі, оскільки подібні ознаки вони використовують у своїй практиці при постановці діагнозу по зареєстрованих кардіосигналах. На основі моделі ЕКС у вигляді вектора випадкових величин можна проводити як аналіз серцевого ритму, так і морфоаналіз кардіосигналів. У сучасних системах автоматизованого опрацювання кардіосигналів спостерігається тенденція зростання точності, повноти опису кардіосигналу, шляхом збільшення кількості діагностично значимих елементів випадкового вектора, що приводить до значного ускладнення алгоритмів обробки та діагностики. Необхідно враховувати і той факт, що алгоритми виділення діагностично-значимих елементів з реалізації ЕКС мають характер ітераційного методу випробувань та помилок з невизначеними властивостями збіжності. Найоптимальніші процедури виділення діагностичних ознак можуть не принести успіху, якщо необхідні ознаки не достатньо чітко виражені або взагалі відсутні у кардіосигналі.

Іншим ймовірнісним підходом до моделювання кардіосигналів є використання математичних моделей у вигляді випадкових функції: випадкових процесів та полів, що дає змогу більш повніше відобразити, врахувати особливості ЕКС у порівнянні із їх моделями у вигляді вектора випадкових величин, оскільки останні дозволяють охарактеризувати кардіосигнал лише деякою скінченною множиною наперед вибраних характерних точок кардіоциклу. До найпростіших математичних моделей ЕКС у вигляді випадкових процесів можна віднести моделі у вигляді стаціонарного випадкового процесу, тобто такого випадкового процесу, у якого багатовимірні функції розподілу не залежать від часового зсуву по сукупності аргументів (стаціонарність у вузькому розумінні [81]).

На практиці, як правило, використовують стаціонарні випадкові процеси в рамках спектрально-кореляційної теорії (стаціонарність в широкому розумінні) [62]. Проте стаціонарна модель не враховує властивість періодичності реальних сигналів серця, а також не дає змоги дослідити фазову структуру у роботі серця, що обмежує її використання при проведенні аналізу серцевого ритму.

У сучасних дослідженнях при розробці математичних моделей ЕКС впроваджуються стохастично періодичні випадкові процеси, тобто такі процеси, у яких певні ймовірнісні характеристики є періодичними функціями у часі. Такі моделі тою чи іншою мірою враховують наявність циклічності в часовій структурі сигналів. Відомими моделями сигналів є адитивні, мультиплікативні та адитивно-мультиплікативні поєднання стаціонарного в

широкому розумінні випадкового процесу $\{\xi_1(\omega, t), \omega \in \Omega, t \in R\}$ та детермінованих періодичних функцій $f(t), g(t)$ [36, 52]:

- адитивна модель:

$$\xi(\omega, t) = f(t) + \xi_1(\omega, t), \quad \omega \in \Omega, t \in R; \quad (1.1)$$

- мультиплікативна модель,

$$\xi(\omega, t) = g(t) + \xi_1(\omega, t), \quad \omega \in \Omega, t \in R; \quad (1.2)$$

- адитивно-мультиплікативна модель,

$$\xi(\omega, t) = f(t) + g(t) \cdot \xi_1(\omega, t), \quad \omega \in \Omega, t \in R. \quad (1.3)$$

Так, в праці [85] використано адитивну модель (1.1), де $f(t)$ має інтерпретацію корисного ЕКС, що зображений у вигляді сплайнів, а $\xi_1(\omega, t)$ є гаусовим стаціонарним білим шумом з нульовим математичним сподіванням та постійною дисперсією.

Моделі (1.1) - (1.3) не дають змоги поглибити опис кардіосигналів до рівня, необхідного для потреб сучасної діагностики серця. Як правило, ці моделі використовують у задачах фільтрації ЕКС від завад.

У працях Лупенка С.А. [60, 61] показано, що будь-яку ділянку серця можна розглядати як джерело полів (векторних та скалярних) різної фізичної природи, які породжуються його роботою. Виходячи з припущення про лінійність середовища, в якому поширюються електричні, магнітні та акустичні кардіосигнали, результуюче кардіополе подано у вигляді гільбертового лінійного T -періодичного у часі просторово-часового випадкового поля:

$$\xi(\omega, t, \bar{g}) = \int_{-\infty}^t \int_{H+V} \varphi(t, \tau, \bar{g}, \bar{v}) d_\tau d_{\bar{v}} \eta(\omega, \tau, \bar{v}), \quad \omega \in \Omega, t \in [0, \infty), \bar{g} \in G. \quad (1.4)$$

де $\varphi(t, \tau; \bar{g}, \bar{v})$ – не випадкова обмежена функція, яка описує форму імпульсного сигналу, що поширюється в просторі-часі і обумовлюється дією

одиночного імпульсу типу δ -функції в момент часу τ і в точці простору \bar{v} ;

$\eta(\omega, \tau, \bar{v})$ – гільбертове сепарабельне просторово-часове випадкове поле з незалежними приростами;

t - момент часу спостереження кардіополя;

$\bar{g} = (x, y, z)$ – вектор просторових координат точки спостереження кардіополя.

Модель у вигляді виразу (1.4) не враховує у своїй структурі властивості періодичності, що є адекватним для даного типу сигналу і важливим при

виявленні зв'язків між окремими ЕКС кожного серцевого циклу.

Оскільки повністю ж значення реалізації ЕКС у різних її циклах не повторюються (ЕКС змінюється стохастично), тому Лупенком С.А. в працях [62, 63], обґрунтовано математичну модель зареєстрованого кардіосигналу в деякій фіксованій області контакту давача з біооб'єктом у вигляді лінійного T -періодичного випадкового процесу:

$$\xi(\omega, t) = \int_{-\infty}^t \varphi(t - \tau) d\eta(\omega, \tau), \quad \omega \in \Omega, \quad t \in [0, \infty), \quad (1.5)$$

де $\varphi(\tau) \in \mathbf{L}_2, \forall t \in [0, \infty)$ - не випадкова числова функція, що має фізичну інтерпретацію імпульсної реакції лінійної часо-інваріантної системи;
 $\eta(\omega, \tau)$ – стохастично неперервний сепарабельний випадковий процес з незалежними T -періодичними приростами.

Статистичне опрацювання ЕКС на базі на моделей (1.4) та (1.5) коректно проводити лише за умови відносно стабільного серцевого ритму, коли дисперсія тривалості серцевого циклу є незначною. У випадку наявності яскраво вираженої серцевої аритмії (дисперсія тривалостей серцевого циклу велика) при проведенні опрацювання ЕКС на базі цієї моделі спостерігається ефект змішування, додавання відліків реалізації ЕКС, які відповідають різним фазам роботи серця, що приводить до розмивання статистичних оцінок характеристик ЕКС і як наслідок – до спотворення діагностичної інформації.

Лупенком С.А. у праці [62] встановлено, що причиною виникнення ефекту розмивання статистичних оцінок ЕКС є неврахування в моделях (1.4) та (1.5) фазової структури серцевого циклу, яка обумовлює наявність чіткої зонної часової структури реалізацій ЕКС. Враховуючи зонно-часову структуру реалізацій ЕКС, їх математичну модель подано у вигляді адитивної суми випадкових процесів $\xi_i(\omega, t)$ [62]:

$$\xi(\omega, t) = \sum_{i=1}^N \xi_i(\omega, t), \quad \omega \in \Omega, \quad t \in [0, \infty), \quad (1.6)$$

де N – кількість зон ЕКС у серцевому циклі.

Кожна реалізація $\xi_i(\omega, t)$ сукупності випадкових процесів $\left\{ \xi_i(\omega, t), \omega \in \Omega, t \in [0, \infty), i = \overline{1, N} \right\}$ формується із відповідної реалізації $\xi_\omega(t)$ ЕКС і на підінтервалах $\Delta_{ij}(\omega)$, де задана i -та зона реалізації ЕКС, рівна їй (реалізації), а на всій іншій області визначення вона приймається рівною нулеві.

Використання математичної моделі (1.6) ЕКС дало змогу проводити його статистичне опрацювання узгоджено із фазовою структурою серцевого циклу по кожній зоні реалізації ЕКС окремо, що усунуло небажаний ефект усереднення значень реалізації ЕКС, які відносяться до різних її зон.

Литвиненко Я.В. у праці [59] обґрунтовано математичну модель ЕКС у вигляді циклічного з періодичними ймовірнісними характеристиками випадкового процесу, яка враховує зонну часову структуру сигналу та його стохастичну природу:

$$\xi(\omega, t) = \sum_{j=1}^Z I_j(t) \xi_j(\omega, t), \quad \omega \in \Omega, \quad t \in [0, \infty), \quad (1.7)$$

де Z - кількість діагностичних зон одного циклу серцевого скорочення ЕКС; $\{I_j(t), j = \overline{1, Z}\}$ - множина індикаторних функцій j -х діагностичних зон для кожного циклу серцевого скорочення;

$$I_j(t) = \begin{cases} 1, & t \in \Delta_j \\ 0, & t \notin \Delta_j \end{cases}, \quad j = \overline{1, Z}, \quad t \in [0, \infty), \quad \{\Delta_j, j = \overline{1, Z}\} - \text{множина часових}$$

областей, на яких індикаторні функції, які відповідають j -м діагностичним зонам в кожному циклі серцевого скорочення приймають значення рівні одиниці.

Математичні моделі (1.6-1.7) ЕКС не враховують у своїй структурі поєднання властивостей повторності із випадковістю, що є важливим при дослідженні статистичних взаємозв'язків між окремими циклами ЕКС з метою своєчасного виявлення змін у функціонуванні серцево-судинної системи людини.

При стохастичному описі коливань системи обґрунтовано у працях Войчишина К.С., Драгана Я.П., Яворського І.М. [48,52] як адекватну задачам статистичного аналізу математичну модель у вигляді періодично корельованого випадкового процесу (ПКВП), модель, яка поєднує у своїй структурі періодичність і випадковість. ПКВП як модель стохастичного коливання має зображення у вигляді виразу:

$$\xi(t) = \sum_{k \in \mathbf{Z}} \xi_k(t) e^{ik \frac{2\pi}{T} t}, \quad t \in \mathbf{R}, \quad (1.8)$$

де $\xi_k(t)$ - стаціонарні компоненти процесу як стохастична складова коливання, $e^{ik \frac{2\pi}{T} t}$ - періодична складова коливання із періодом коливань T .

Повне обґрунтування властивостей моделі (1.8) забезпечує енергетична теорія стохастичних процесів. Практичне застосування цієї моделі до задач дослідження зокрема серцево-судинної системи зроблено в працях Чорної Л.Б., Осухівської Г.М., і Яворської Є.Б, зокрема:

– у праці Чорної Л.Б [84] запропоновано математичну модель голосових сигналів у вигляді полівузькосмугового періодично корельованого випадкового процесу (ПКВП) та показано, що його період корельованості є часово-інваріантною характеристикою для медичної норми ритму серця (РС) та інформативною – для відхилень РС, і що це дає змогу на основі такої моделі розробити метод і засоби діагностики РС за голосовим сигналом;

– у праці Осухівської Г.М. [41,42] обґрунтовано можливість використання ПКВП (у вигляді сигналу релаксаційного мультипульсатора) як моделі для опису й аналізу тонового сигналу серця людини, що стало підставою вибору інформативних ознак для діагностики стану клапанів серця людини;

– у праці Яворської Є.Б. [39] встановлено, що основний ритм кардіосигналу описує періодично-корельований процес (ПКВП), та враховано, що він є поліімпусного типу, у якому синфазними щодо циклів серцевої діяльності будуть однойменні зубці кардіосигналу. Таке подання серцево ритму через ПКВП уможливило спрощення та автоматизацію аналізу нестационарної ритмокардіограми та забезпечило прогнозовану вірогідність результатів аналізу.

Модель серця людини у вигляді ПКВП описує один ритм, а голтерівський моніторинг як добовий має враховувати зміну серцевого ритму із добовим ходом, тому адекватна модель такого сигналу має врахувати у своїй структурі накладанням серцевого ритму і впливу на нього добової зміни стану організму.

1.3. Актуальність побудови математичної моделі електрокардіосигналу у системах голтерівського моніторингу

Вирішення проблем побудови автоматизованих систем голтерівського моніторингу (АСГМ) для діагностики стану серцево-судинної системи та можливість розв'язання задач, які виникають при цьому, суттєво залежить від виду моделей сигналу та самої технічної системи, які визначають необхідний математичний апарат для теоретичних досліджень. Важливою задачею розробки АСГМ є створення математичної моделі вхідних добових електрокардіосигналів. Математична модель ЕКС суттєво визначає математичні моделі технічної системи голтерівського моніторингу та вихідних сигналів, що в свою чергу обумовлює структуру і функціональні характеристики її. Тому важливо розробити таку математичну модель ЕКС, яка б з достатнім для практики ступенем точності враховувала циркадну динаміку сигналу, і давала б змогу розв'язувати задачі його опрацювання в АСГМ [66, 105].

З проведеного огляду та порівняльного аналізу математичних моделей ЕКС встановлено, що кожній з них властиві як позитивні, так і негативні аспекти. Використовувати детерміновані математичної моделі ЕКС не є коректно, оскільки ЕКС характеризується значною варіативністю, неповторністю, як і всі сигнали біологічного породження, що можна адекватно описати лише з використанням стохастичного підходу. Серед ймовірнісних моделей ЕКС у системах ГМ необхідно вибрати таку, яка поряд із стохастичністю відображала б і іншу, не менш важливу сторону – їх періодичність, оскільки особливістю добових ЕКС, які застосовуються у клінічній практиці є наявність повторності, певної повторюваності їх характеристик, що обумовлена методикою відбору та добового ходу. Проте відомі математичні моделі ЕКС не дають змогу описати сигнал в повному сенсі, а саме врахувати його циркадну динаміку. Тому, необхідно, щоб математична модель враховувала фазову структуру ЕКС, як між циклами так і між стадіями, тому що вона є важливою та необхідною для діагностики, бо відображає інформацію про механізм породження ЕКС в

системах ГМ. Модель також повинна описувати часову структуру ЕКС, оскільки це дасть змогу використовувати увесь потенціал теорії випадкових функцій, розширить клас можливих діагностичних ознак та дасть змогу повніше подавати ЕКС на її основі. Тому доцільно використовувати випадкові процеси з біперіодичними (подвійна періодичність) імовірнісними характеристиками (біперіодичні стохастичні випадкові процеси) [37, 47].

1.4. Висновки до розділу 1

Проведено порівняльний аналіз та класифікацію відомих математичних моделей електрокардіосигналів, які використовуються при розробленні методів опрацювання цих сигналів для задач автоматизованої діагностики функціонального стану серцево-судинної системи у системах голтерівського моніторингу.

В результаті аналізу обґрунтовано необхідність досліджень математичної моделі сигналу, яка би враховувала інформативні ознаки і узгоджувалася із фізичною природою досліджуваного електрокардіосигналу зареєстрованого впродовж доби.

Враховуючи механізм породження електрокардіосигналу і той факт, що для відомих задач розпізнавання функціонального стану серця людини за ЕКС необхідні дані є у фазово-часовій структурі сигналу, тому доцільно проаналізувати його характеристики, і на базі чого обґрунтувати вибір адекватної математичної моделі.

РОЗДІЛ 2 ОБҐРУНТУВАННЯ МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ ЕЛЕКТРОКАРДІОСИГНАЛУ ДЛЯ ЗАДАЧІ ГОЛТЕРІВСЬКОГО МОНІТОРИНҐУ

У розділі проаналізовано структуру та характеристики електрокардіосигналу зареєстрованого впродовж доби з позицій детермінованого та стохастичного (методами теорії стаціонарних випадкових процесів) підходів. Враховуючи результати аналізу та структуру ЕКС в системах голтерівського моніторингу обґрунтовано вибір його математичної моделі у вигляді кусково періодично корельованого випадкового процесу, як спеціального вигляду двоперіодного різномасштабного коливного процесу.

Основні положення даного розділу опубліковані в працях [27, 28].

2.1. Структура електрокардіосигналу в системах голтерівського моніторингу

Впродовж доби функціонування серцево-судинної системи є неоднорідним, динамічним і складно організованим процесом, якому властиві циклічність, значні групові і індивідуальні варіації. Оскільки під час дня кожна людина функціонує по різному, при цьому не зберігаючи однорідність діяльності (велика варіація часових інтервалів фізичної, розумової, психологічної праці та ін.), що не скажеш про сон (збереження структури (згідно даних дослідження енцефалограм [5, 25, 28])).

Враховуючи те, що організм людини функціонує як одне ціле (робота мозку людини тісно пов'язана із роботою серця єдиною системою кровообігу), тому серце людини змінює свій режим роботи переходячи з однієї стадії в іншу. Базуючись на такому припущенні ЕКС розбито на часові інтервали (сегменти), які відповідають тривалості кожної стадії сну (рис.2.1) (Умалі М., Берлад І., Жематіте Д, Варонецкас Г.) [13, 93, 106]. Дані ЕКС зареєстровано системою «КАРДІОСЕНС» (Додаток А).

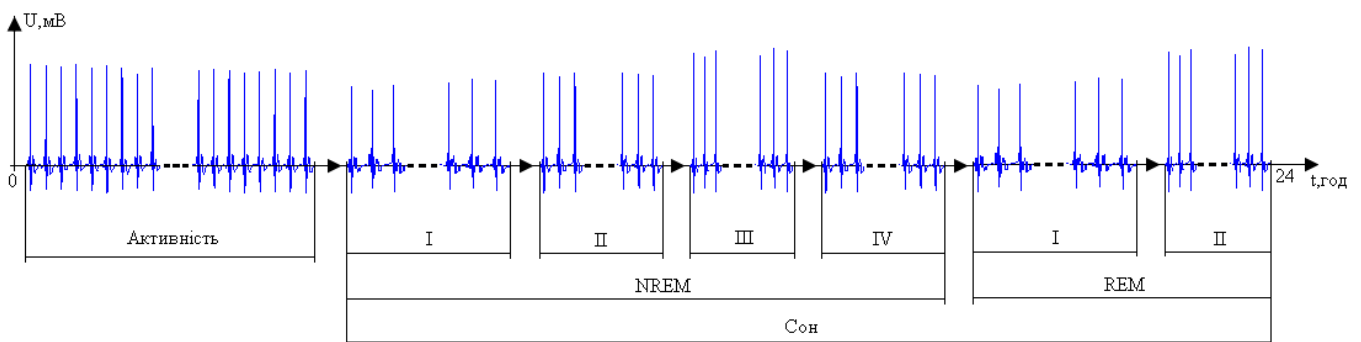


Рис. 2.1. Структура добового ЕКС:

NREM: I – стадія засинання, II – стадія поверхневого сна, III, IV – стадія глибокого сну, REM: I – стадія тонічного сна, II – стадія фазичного сна

В структурі сну виділяють стадії [2, 5]: повільхвильовий (англ. NREM, non rapid eye movement – без швидких рухів очей) і швидкий сон (англ. REM, rapid eye movement – з швидкими рухами очей). При цьому NREM сон складається з чотирьох стадій, що розрізняються по глибині: I – засипання, II – поверхневий сон, III і IV – глибокий сон, а REM сон підрозділяють на тонічний і фазичний. Питома вага цих стадій у різних людей також неоднакова і схильна до впливу багатьох чинників. Для кожної стадії характерна певна частота, амплітуда і форма ЕКС, різний м'язовий тонус.

Отже, припущено що ЕКС в системах голтерівського моніторингу має складну структуру, а саме характеризується періодичністю та випадковістю в межах сегменту, а також періодичністю та випадковістю самих сегментів.

2.2. Аналіз ймовірнісних характеристик електрокардіосигналу

Впродовж доби функціонування серцево-судинної системи є неоднорідним, динамічним зі складною часовою організацією процесом, якому властиві циклічність, значні групові та індивідуальні варіації. Враховуючи те, що впродовж доби серце людини змінює свій режим роботи переходячи з одного стану в інший, тому ЕКС розбито на часові інтервали (сегменти) (рис.2.1), які відповідають часовим інтервалам кожного стану серця (Умалі М., Берлад І.) [93, 106].

Вибір адекватного методу дослідження ЕКС, із врахуванням його структури (рис. 2.1) у системах голтерівського моніторингу, повинен починатися не лише з аналізу структури сигналу його, але і з аналізу методів дослідження цієї структури, які базуються на детермінованому та стохастичному підходах щодо їх побудови.

Для опису детермінованих сигналів у дискретному часі широко використовується розклад сигналу в ряди за деякими системами лінійно незалежних базисних функцій (ряд Фур'є), яке є математичною основою спектральних методів аналізу [20]. Базисом тоді є множина гармонічних

коливань $\left\{ e^{ik\frac{2\pi}{T}t}, k \in \mathbf{Z} \right\}$. Довільну функцію з $\mathbf{L}^2([0, T])$ - простору числових

функцій, означених на множині $[0, T)$ з інтегровним квадратом – можна подати збіжним у середньоквадратному сенсі рядом:

$$f(t) = \sum_{k \in \mathbf{Z}} c_k e^{ik\frac{2\pi}{T}t}, t \in [0, T), \quad (2.1)$$

де c_k – коефіцієнти, які визначаються співвідношеннями:

$$c_k = \frac{1}{T} \int_0^T f(t) e^{-ik\frac{2\pi}{T}t} dt, k \in \mathbf{Z}. \quad (2.2)$$

За теоремою Парсеваля [7] отримано $\frac{1}{T} \int_0^T |f(t)|^2 dt = \sum_{k \in \mathbb{Z}} |c_k|^2$.

Цим обґрунтовується розклад складних періодичних функцій, які описують коливання, на прості гармонічні складові.

Коефіцієнти $c_k = |c_k| e^{i \arg c_k}$ дають амплітуди $|c_k|$ і фази $\arg c_k$ цих складових. Математична модель ЕКС у вигляді періодичної функції дає змогу описати коливний характер та гармонічний склад ЕКС в термінах детермінованих моделей. Період ЕКС як характеристика детермінованої моделі є періодом коливань (2.1).

На базі цієї моделі проаналізовано амплітудні спектри ЕКС, для того щоб оцінити їх стійкість до часових зсувів. Графіки реалізації амплітудних спектрів ЕКС в межах сегменту зображено на рис. 2.2.

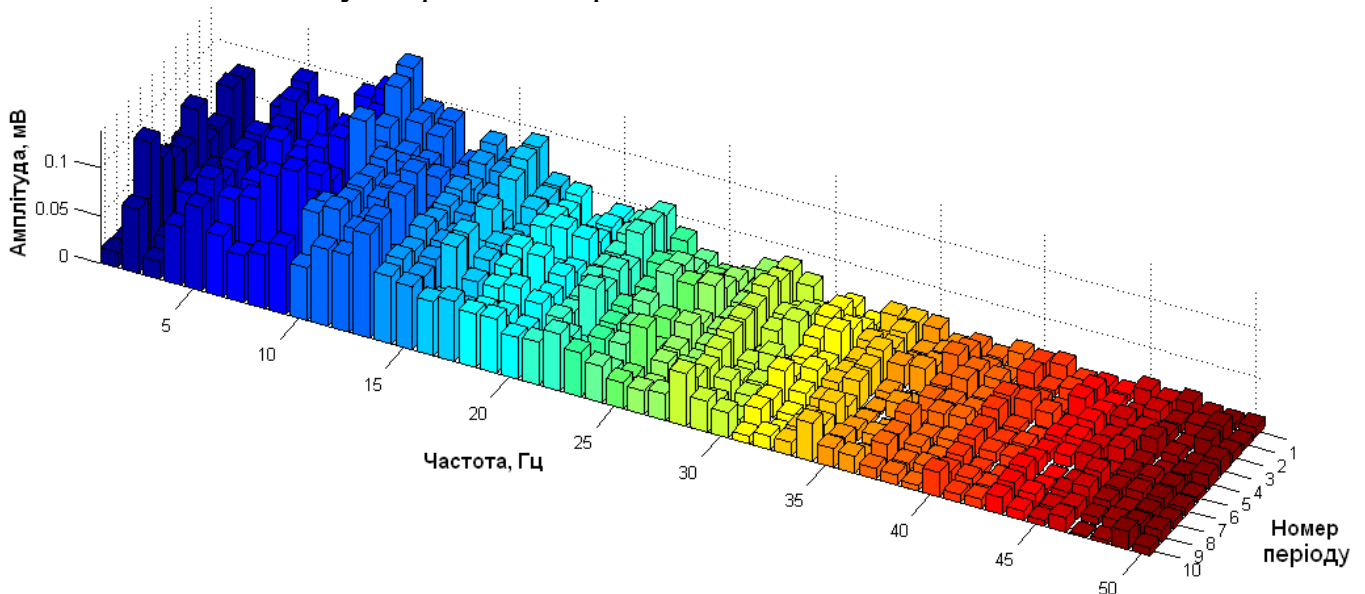


Рис.2.2. Графік реалізації амплітудних спектрів ЕКС в межах сегменту (норма)

При розгляді спектрів окремих циклів ЕКС різних пацієнтів (рис. 2.2) помічено їх мінливість, що свідчить про наявність в сигналі стохастичної складової. Цей факт додатково підтверджує те, що адекватна математична модель ЕКС повинна враховувати у своїй структурі стохастичну (випадкову) природу породження цього сигналу.

Застосування статистичних методів випадкових процесів для вивчення ЕКС можливе лише в тому випадку, коли існує теоретико-ймовірнісна модель, яка обґрунтовує ці методи та інтерпретацію отриманих результатів статичного опрацювання сигналу. ЕКС як випадковий процес можна описати розподілами ймовірностей, які пов'язані з множинами моментів часу. Результати експериментальних досліджень оцінок густин розподілу ймовірностей миттєвих значень $W_1(\xi_k(t_n))$ k -их циклів ЕКС в час t_n зображено на рис. 2.3.

На рис. 2.3 видно, що оцінки густини розподілу ймовірностей трансформуються в часі, що додатково підтверджує наявність в ЕКС стохастичної складової.

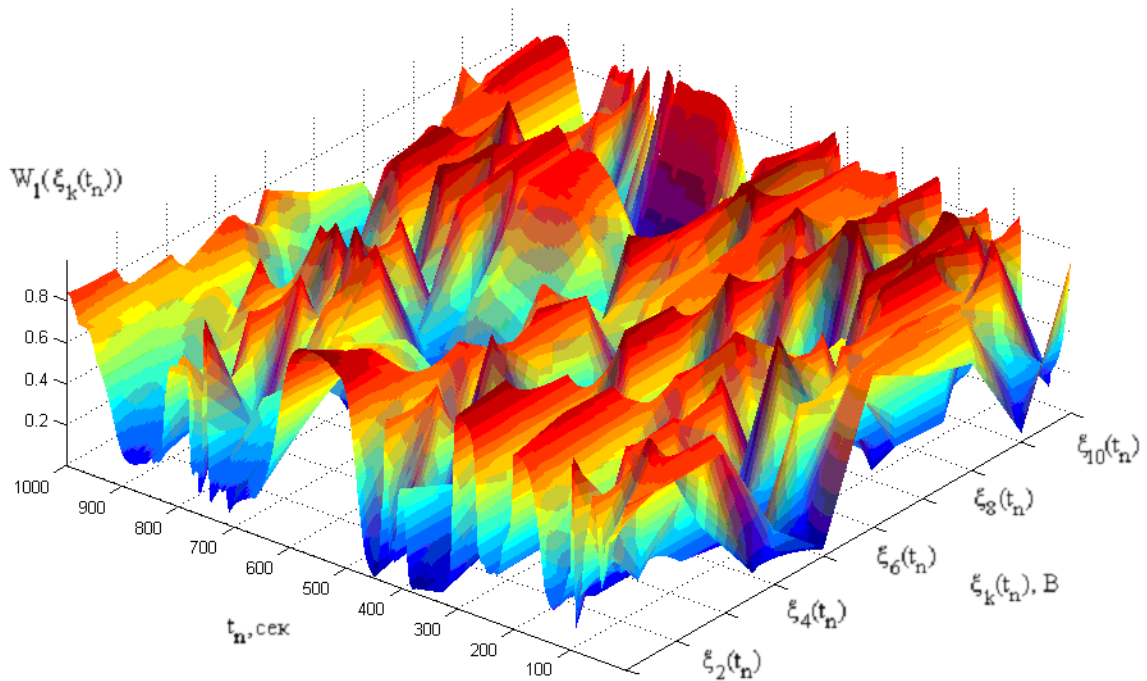


Рис. 2.3. Оцінки густини розподілу ймовірностей $W(t_n)$ реалізацій ЕКС в межах сегменту

З практичної точки зору досить важливим є клас випадкових процесів, який характеризується лише першими двома моментами: математичним сподіванням і кореляційною функцією (природна інтерпретація яких така: математичне сподівання – це свого роду невідповідна складова, кореляційна функція описує лінійний зв'язок значень процесів, а дисперсія дає його енергетичну характеристику, тобто потужність). Створена в рамках такого класу і пов'язана з гармонічним розкладом теорія названа кореляційною.

Розглядаючи ЕКС у рамках стаціонарної моделі видно із рис.2.4, що оцінки автокореляційної функції (перетворення Фур'є від якої і дає спектр потужності) є періодичними в часі t та циклічно-затухаючими коливаннями по зсувах u .

ЕКС у своїй структурі поєднує періодичність, тому що серце людини періодично пульсує (тобто працює ритмічно з певним періодом серцевого циклу), і випадковість, тому що людське серце пов'язане з усім організмом людини і є складною системою, на яку впливають багато різних факторів (добовий сезонний хід, вікова змінна, стреси і т.д.).

В результаті аналізу характеристик ЕКС позицій детермінованого та стохастичного підходів встановлено, що загальною моделлю для опису стохастичних коливань, які виникають у результаті повторення циклів у вигляді послідовності фаз розвитку досліджуваного процесу (і є узагальненням поняття детермінованого коливання), є нестационарний та гармонізований ВП із можливістю розкладатися на гармоніки, корельованим таким чином, щоб ця корельованість забезпечувала повторюваність властивостей. Але це відобразиться як повторюваність не значень сигналу, а їхніх імовірнісних характеристик.

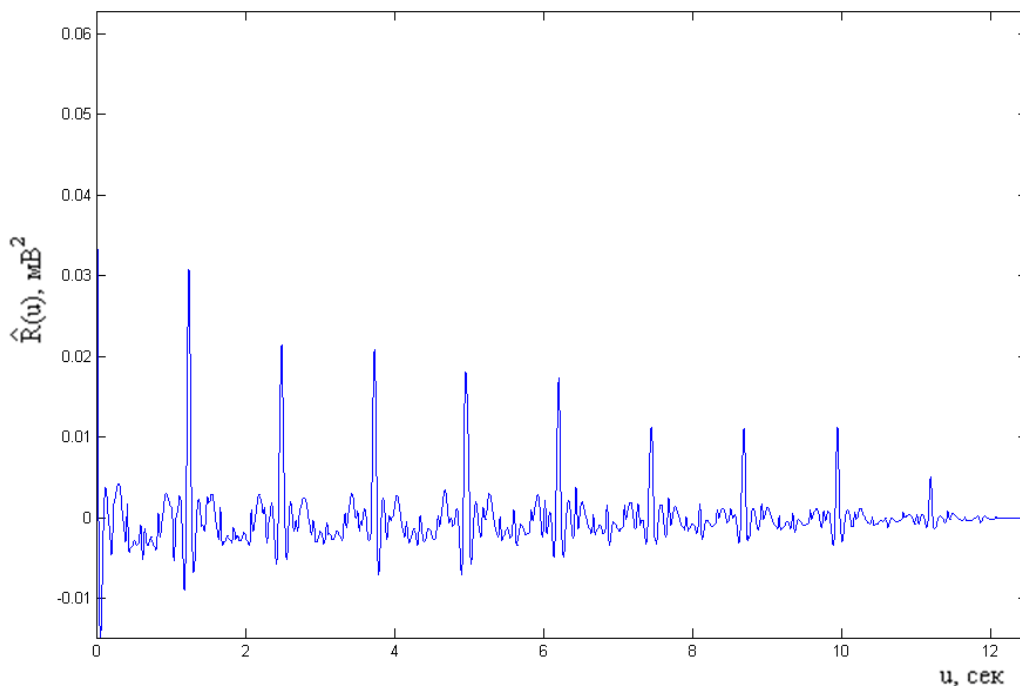


Рис.2.4. Оцінки автокореляційних функцій ЕКС в межах сегменту

З метою пошуку шляхів удосконалення математичної моделі ЕКС, які виникають під час проведення автоматизованого комп'ютерного опрацювання ЕКС у системах голтерівського моніторингу, сформульовані основні вимоги до математичної моделі, яку удосконалюємо:

- враховувати стохастичну природу сигналу, яка властива сигналам біологічного походження;
 - враховувати властивість повторності у структурі реалізацій ЕКС та добового ходу, яка відображає фазову структуру сигналу;
 - враховувати взаємозв'язки між окремими циклами ЕКС різних функціональних станів серця;
 - давати змогу проводити комп'ютерне імітаційне моделювання ЕКС на ПК для потреб тестування методів їх опрацювання та навчання систем розпізнавання біомедичних образів;
- давати змогу визначати характеристики моделі за результатом експериментального дослідження.

У термінах енергетичної теорії як показано у праці Я.Драгана [36] цим вимогам задовольняє модель у вигляді ПКВП, яка відображає фазово-часову структуру сигналу, має засоби врахування як пов'язаності гармонічних складових, так і зміни імовірнісних характеристик в часовій області. Така модель описує один ритм, а голтерівський моніторинг як добовий має враховувати зміну серцевого ритму із добовим сезонним ходом, тому адекватною моделлю такого сигналу повина бути, принаймі, біПКВП, тобто двоперіодна модель, а точніше – належна модифікація її.

2.3. Модель ритміки та її опис засобами енергетичної теорії стохастичних сигналів

У публікації [43] на єдиній методологічній основі розвинуто теорію нестационарних сигналів, яка дає змогу перенести на такі сигнали відомі із кореляційної теорії стаціонарних сигналів, належним чином розширивши їхні аспекти. У цьому розумінні кореляційна теорія стаціонарних сигналів охоплюється розвинутою енергетичною теорією і є її частинним випадком.

Енергетична теорія систематично викладена у монографії [36], внаслідок осмислення потреб та багатьох результатів досліджень нестационарних сигналів і формування узагальненої точки зору на них, яка дає можливість встановлення нових фактів, знаходження їх справжнього значення і взаємозв'язку з відомими в рамках розвинутої систематичної і вичерпної теоретичної схеми. Теорія поєднує питання зображення сигналів через елементарні складові, лінійних перетворень, обґрунтування алгоритмів опрацювання й аналізу стосовно широкого кола задач теорії і практики використання стохастичних сигналів.

В основу цієї теорії покладено енергетичний принцип – виділення класів сигналів (загалом нестационарних) за скінченністю енергетичних характеристик енергії сигналу – тоді одержується клас ε :

$$E_{\xi} = \int_D E|\xi(t)|^2 dt < \infty, \quad (2.3)$$

або ж його середньої потужності – клас π :

$$P_{\xi} = M_t \{E|\xi(t)|^2\} < \infty, \quad (2.4)$$

де

$\xi(t), t \in \mathbf{D}$ – ВП, який є моделлю ЕКС;

M_t – символ усереднення по всій осі часу;

$\mathbf{D} \subset \mathbf{R}$ - скінчена область задання ЕКС на числовій осі $R = (-\infty, \infty)$.

Оскільки енергія (енергія коливань, а саме кінетична енергія) є квадратичною функцією, то постулат скінченності енергетичних характеристик сигналів найприродніше формальними засобами може бути виражений при трактуванні цих характеристик як норм у відповідних векторних (чи гільбертових, як їх узагальнення) просторах, бо метрика таких просторів як узагальнення теореми Піфагора є квадратичною. Тоді виразом скінченності енергетичних характеристик буде умова обмеженості норм. Але у нестационарного сигналу миттєва потужність – його дисперсія $d_{\xi}(t) = E|\xi(t)|^2$, $t \in \mathbf{D}$ є змінною, тому його природний опис дає функцію часу зі значеннями у відповідному гільбертовому простоті, яким у даному разі є колгоморівський гільбертів простір \mathbf{K} , утворений випадковими величинами скінченої дисперсії, трактованими як абстрактні вектори, тобто елементами (векторами) є значення ВП як моделі сигналу.

Норма цих елементів в утвореному ними лінійному просторі буде в загальному випадку змінною (стала вона тільки для стаціонарного процесу):

$$\|\xi_t\|_K = \sqrt{d_\xi(t)} = \sqrt{r_\xi(t,t)}, \quad t \in \mathbf{D}, \quad (2.5)$$

де

$$r_\xi(t,s) = E\xi(t)\xi(s) - \text{кореляційна функція процесу.}$$

Щоб одержати незалежну від часу характеристику всього нестационарного сигналу, треба „виключити час”, що можна зробити згідно з фізичною інтерпретацією двома способами: обчисливши інтеграл (для сигналу типу сплеску, імпульсу – це буде його енергія), або знайшовши середнє у часі (для незаникних коливань – це буде середня потужність). Вимога скінченності цих інтегральних енергетичних характеристик має природній вираз як обмеженість норм у гільбертових просторах над колгоморівським гільбертовим простором.

Як видно зі сказаного, такі простори є природнім засобом вивчення функцій зі значенням у гільбертових просторах, у тому числі функцій $\xi: \mathbf{D} \rightarrow \mathbf{K}$.

Таким чином, апарат теорії абстрактних функцій зі значеннями у гільбертовому просторі є адекватним засобом вивчення стохастичних сигналів у термінах їхніх інтегральних енергетичних характеристик – їхньої енергії чи відповідно середньої потужності. Зрозуміло, що такі інтегральні характеристики властиві сигналам, які знаходяться в усталеному режимі, а перехідний режим звичайно описують за Л.Заде у термінах змінної стану.

Енергетичні характеристики таких сигналів, як ми бачили, доцільно розглядати як формальні норми у певних просторах, елементами яких є ці сигнали. Такі простори називають просторами сигналів [36].

Застосування теореми Чебешива до ВП з енергетичних класів (до енергії сигналу чи його потужності як випадкової величини) встановлює той факт, що реалізації таких процесів з імовірністю одиниця є функціями часу – елементами відповідно просторів $L^2(\mathbf{D})$ чи \mathbf{B}^2 (останній збігається з простором повільно зростаючих або інакше темперованих, узагальнених функцій) [46]. Для стаціонарних процесів такий факт (належність їх реалізацій з імовірністю одиниця до \mathbf{B}^2) встановив К.Іто [53].

Таким чином, енергетична концепція дає достатню підставу для формалізації повної і вичерпної теорії нестационарних класів – у термінах їх зображень як ВП, у кореляційних термінах, через властивості їхніх реалізацій та їх транслянт – як теорії двох виділених енергетичних класів стохастичних сигналів, яка охоплює теорію стаціонарних. Подальша деталізація досягається вивченням сигналів, які творять підкласи в енергетичних класах.

Важливими є параметроваріантні класи сигналів [48], які доцільно означити за властивостями - характером зміни у часі – їхніх параметричних (зсувових) коваріацій $b_\xi(t,u) = r_\xi(t+u,t)$, коли вони періодичні у сенсі Безиковича та полі періодичні (квазіперіодичні) у часі по змінній t .

Випадкові процеси названих класів служать моделями сигналів у розвинутій концепції ритміки як стохастичні коливання [47], що істотно узагальнює відомий підхід Вінера-Колгоморова [56], який базується на стаціонарній моделі. Нова концепція, крім одержуваного з колгоморовської спектрального розподілу потужності, дає засоби врахування типу не стаціонарності коливань: для них характерна статистична повторюваність властивостей, що знаходять вираз у типі корельованості гармонічних складових коливань. Зручну характеристику таких коливань дають множини кореляційних і спектральних компонент – відповідних „коефіцієнтів” Фур’є. Такі моделі описують сигнали, породжувані системами з поворотами, обертаннями, часовий хід природних процесів, біоритми, коливну кінетику. ПКВП коли $N=1, \Lambda = \frac{2\pi}{T}$, де T – період функції $b(\cdot, u)$, є моделями простої ритміки; біперіодично- корельовані, коли $N=2$ - моделями подвійної ритміки явищ.

Якщо клас π трактувати як параметроваріантний, тобто залежність характеристик процесу покладати не тільки просто такою, що існують при всяких зсувах сукупностей їхніх значень відповідні середні по часі як параметрові, але й брати до уваги характер чи тип цієї часової залежності, то явне задання її вигляду виділить такі, що відповідають цим типам залежності, підкласи класу π .

У випадку, коли залежність періодична чи поліперіодична, то виділяються відповідно класи періодично (клас π^T), поліперіодично (клас π^\wedge), і майже періодично корельованих (клас π^λ) ВП. Клас π має таку структуру [36]: $\sigma \subseteq \pi^T \subseteq \pi^\wedge \subseteq \pi^\lambda \subseteq \pi$.

До сучасного етапу проводилися різнобічні дослідження ПКВП (означені ще у 1947 р. О.Коронкевичем). Деякі властивості їх були встановлені у різний час рядом авторів, причому ці результати розрізненні, з’являлися епізодично у зв’язку з різними проблемами. Елементи теорії ПКВП під різним кутом зору були зібрані у працях Я.П.Драгана [37, 38, 39, 40, 43, 46], в яких ці факти систематизовано і логічно доведено з позицій єдиного підходу засобами ЕТСС [36].

2.4. Математична модель електрокардіосигналу як двоперіодної ритміки та обґрунтування подання її у вигляді кусково періодично корельовного випадкового процесу

Припущено, що моделлю в даному разі є принаймі нестаціонарний випадковий процес скінченої середньої потужності (класу π). Тоді енергетична теорія стохастичних сигналів (ЕТСС) обґрунтовує алгоритм обчислення оцінок характеристик стаціонарного наближення для випадкових процесів класу π , які будуть дорівнювати оцінкам такого стаціонарного процесу, що складається з таких самих як і процес класу π , гармонік і з такими самими потужностями, але вже некорельованих (бо стаціонарність і корельованість гармонік для процесів класу π рівносильні) [36, 38].

Енергетична теорія стохастичних сигналів обґрунтовує зображення такого типу сигналів як D-гармонізованим, із законом збереження середньої потужності при цьому та вказанням типу їхньої корельованості у часовій області або у часі повторюваністю імовірнісних характеристик, зображення через стаціонарні компоненти і стаціонарні послідовності відліків [36].

Тоді згідно з ЕТСС із цього випливає, що адекватною моделлю ЕКС буде математична модель у вигляді загального періодично корельованого випадкового процесу класу π^T , яка найзагальнішим чином поєднує випадковість значень з повторністю, трактуючи її як періодичність імовірнісних характеристик. Внаслідок цього задача зведеться до того, щоб на підставі апріорного теоретичного аналізу структури цієї моделі виявити можливі інваріанти, що їх може дати опрацювання емпіричних даних, та обґрунтувати алгоритм цього опрацювання як сказано у праці [36].

Періодично корельовано випадкові процеси (ПКВП) – це моделі стохастичних коливань з періодичною зміною імовірнісних характеристик. Вони творять підклас π^T класу π [36, 43].

Періодично корельовані – це за означенням (див [46,43]) такі випадкові процеси, математичне сподівання і коваріація якого задовольняють умови: існує таке певне $T > 0$, яке називається періодом корельованості, що

$$m_{\xi}(t + T) = m_{\xi}(t), r_{\xi}(t + T, s + T) = r_{\xi}(t, s), \forall t, s \in R \quad (2.6)$$

де $m_{\xi}(t)$ – математичне сподівання, а $r_{\xi}(t, s)$ - кореляційна функція процесу, або, якщо використати параметричну коваріацію (функцію кореляції $b_{\xi}(t, u) = r_{\xi}(t + u, t)$), то з цих формул виходить, що математичне сподівання і параметрична коваріація є періодична з періодом T :

$$m_{\xi}(t + T) = m_{\xi}(t), b_{\xi}(t + T, s + T) = b_{\xi}(t, s), \forall t, s \in R. \quad (2.7)$$

Означення класу π мало однією із причин потребу розроблення засобів вивчення ПКВП у спектральній області – їхньої гармонізованості, вигляду спектру (типу корельованості гармонічних складових), закону збереження (потужності в узагальненій теоремі Вінера-Хінчина) та зображення таких процесів через спектральні компоненти. При цьому очевидно, що умова (2.6) при обчисленні середніх характеристик призводить до того, що усереднення по всій осі переходить в усереднення по відрізьку довжини T , що (внаслідок інваріантності усереднення зсувів) можна вважати як усереднення на відрізьку $[0, T)$, тобто покласти, що середні величини характеристик процесу даються виразами:

$$m = M_t \{m(t)\} = \frac{1}{T} \int_0^T m(t) dt, \quad (2.8)$$

$$B(u) \stackrel{\Delta}{=} M_t \{r(t+u, t)\} = \frac{1}{T} \int_0^T r(t+u, t) dt = \frac{1}{T} \int_0^T b(t, u) dt, \quad (2.9)$$

де M_t – символ усереднення по всій осі, T – період корельованості ПКВП.

Ці характеристики тому мають розклади у ряди Фур'є:

$$m(t) = \sum_{k \in \mathbb{Z}} m_k e^{ik\Lambda t}, \quad (2.10)$$

$$b(t, u) = \sum_{t \in \mathbb{Z}} B_k(u) e^{ik\Lambda t}, \quad (2.11)$$

де $\Lambda = \frac{2\pi}{T}$ – базова частота процесу;

як слід розуміти у сенсі теорії узагальнених функцій Шварца, коли розглядати ПКВП скінченної середньої потужності.

Коли середня потужність ПКВП визначається усередненням на періоді корельованості, тобто на відрізку $[0, T]$:

$$P^T_{\xi} = \frac{1}{T} \int_0^T E|\xi(t)|^2 dt = \frac{1}{T} \int_0^T r(t, t) dt, \quad (2.12)$$

а умова належності до класу π набуде вигляду:

$$P^T_{\xi} = \frac{1}{T} \int_0^T r(t, t) dt < \infty. \quad (2.13)$$

Тому клас ПКВП, для якого виконується ця умова, коли його трактувати як підклас у класі π , був названий класом π^T . На цей клас поширюється з відповідними видозмінами теорія класу π (див. [36]). Зокрема замість простору

\mathfrak{h}^{π} вводиться простір $\mathfrak{h}^T = L^2\left([0, T]; \frac{1}{T}, K\right)$, тобто простір інтегровних на $[0, T]$ з

квадратом за мірою $\frac{dt}{T}$ функцій над колгоморівським гільбертовим простором

K випадкових величин скінченної дисперсії, і норма у цьому просторі $\|\xi\|_{\mathfrak{h}^T} = \sqrt{P^T_{\xi}}$.

Кореляційні компоненти:

$$B_k(u) \stackrel{\Delta}{=} \frac{1}{T} \int_0^T r_{\xi}(t+u, t) e^{-ik\Lambda t} dt, \quad (2.14)$$

в силу їхньої обмеженості $B_k(u) \leq B_0(u) \leq B_0 = P_\xi^T$ належить до класу B^2 , тому мають зображення у вигляді Фур'є за мірами (загалом комплексно значними):

$$B_k(u) = \int_{\mathbf{R}} e^{iu\lambda} F_k(d\lambda), \quad (2.15)$$

де $F_k(d\lambda)$ - спектральна міра k -ої кореляційної компоненти.

Коваріація ПКВП має зображення у вигляді:

$$r_\xi(t, s) = \sum_{k, j} e^{i\Lambda(k t - j s)} D_{kj}(t - s), \quad (2.16)$$

де $D(u) = [D_{kj}(u)]_{k, j \in \mathbf{R}}$ - ермітова додатньо означена матриця.

Встановленні властивості коваріації ПКВП дають підставу вивести вираз самого процесу через його стаціонарні складові, тобто встановити структуру цього класу процесів [36], де доведено, що ПКВП належить до класу π^T тоді і тільки тоді, коли він має зображення

$$\xi(t) = \sum_{k \in \mathbf{Z}} \xi_k(t) e^{ik\Lambda t}, \quad (2.17)$$

де $\xi_k(t)$ – стаціонарні компоненти ПКВП.

Такий процес успішно використано у ряді праць [39, 41, 42, 73] як математичну модель для обґрунтування статистичних методів опрацювання ЕКС, коли береться під увагу наявність у ньому тільки одноперіодного ритму серця, що є відображенням функціонування його як релаксаційного мультипульсатора [73]. Але при тривалому відслідковуванні функціонування серцево-судинної системи типу голтерівського моніторингу має бути прийнятий до уваги добовий хід змін усього організму, тому природньою моделлю, адекватною ситуації – модулюванні ритмозадачного пульсатора циркадним ритмом, буде біПКВП у вигляді:

$$\xi(t) = \sum_{k, n \in \mathbf{Z}} e^{it \left(k \frac{2\pi}{T_1} + n \frac{2\pi}{T_2} \right)} \zeta_{kn}(t), \quad t \in \mathbf{R}, \quad (2.18)$$

де T_1 та T_2 – періоди ЕКС та добового ходу;

$\zeta(t) = [\zeta_{kn}(t)]_{k, n \in \mathbf{Z}}$ – матричний нескінченновимірний стаціонарний випадковий процес, а \mathbf{Z} – множина цілих чисел.

В разі подвійної ритміки біПКВП як її модель природно трактується, що вона є відображенням фізичного процесу модуляції, які можна потрактувати тепер як суперпозицію гармонік близьких за величиною частот. При цьому гармоніки, відійшовши від зручного в теоретичному аналізі запису їх за

допомогою комплексних експонент і врахувавши, що на підставі ермітової симетрії кореляційної функції таку саму симетрію мають і комплексні амплітуди гармонік, забезпечуючи те, що значення процесу будуть дійсними (некомплексними) числами, подаватимемо як косинус-функції.

Тоді дві гармоніки при накладанні (суперпозиції) їх даватимуть добре відомий фізикам образ биттів коливачь, що виражає формула

$$\cos \omega_1 t + \cos \omega_2 t = 2 \cos \frac{\omega_1 + \omega_2}{2} t \cdot \cos \frac{\omega_1 - \omega_2}{2} t ,$$

яка отримується із виразу суми тригонометричних функцій. Тут перший співмножник описує швидке колювання з середньою частотою $(\omega_1 + \omega_2)/2$, а другий – повільну модуляцію амплітуди з максимумами, що виникають при частоті $(\omega_1 - \omega_2)t/2 = n\pi$, тобто на частоті $|\omega_1 - \omega_2|$. Коли амплітуди колювань різні, глибина колювань зменшується, але зберігається частота биттів.

Використовуючи аналогію з биттям, можна біПКВП-модель інтерпретувати так, що нижчі гармоніки більшого періоду T_2 дають загальну модуляцію, а вищі його гармоніки (частково принаймні) вливаються у сукупність гармонік меншого періоду T_1 , об'єднуючи інтенсивності гармонік тої самої частоти. При цьому в силу наведеної формули, яка виражає модуляцію через суми (суперпозицію) близьких (за умови значної різниці тривалості періодів; $T_2 \gg T_1$) частот, виникає якраз можливість передавання інтенсивностей вищих гармонік періоду T_2 настільки, що дуже високі гармоніки періодів, навіть менших за T_1 , можуть набути помітної інтенсивності, що може призвести до появи інтенсивної гармоніки, частота якої може трактуватись як нова базова для першого ритму меншого періоду, тобто змінити його значення. Зрозуміло, що такий ефект має локальний характер і може проявитися на тих самих часових відрізках, на яких справедливе описане співвідношення інтенсивностей гармонічних складових біПКВП, а це істотно визначається відношенням тривалостей періодів T_1 та T_2 .

Як показано в роботі [5], поліритмічний процес (а саме з такими процесами доводиться зустрічатись при дослідженні реальних явищ) можна звести до процесу одного ритму з великим періодом корельованості шляхом фільтрації або відліків. У випадку коли потрібно досліджувати ритміку меншого періоду і фактично доводиться виділяти відрізки з наближено незмінною ритмікою. Дамо оцінку довжини такого відрізка в частковому випадку, а саме коли дисперсія біПКВП має вигляд $\sigma^2(t) = \alpha(t) \sqrt{\psi(t)}$, де $\alpha(t)$ - періодична функція з періодом T_1 , а $\psi(t)$ - періодична функція з періодом $T_2 \gg T_1$, тобто біПКВП є ПКВП з періодом корельованості T_1 , модульований функцією $\sqrt{\psi(t)}$. Приймаючи $\psi(t)$ функцією, що повільно змінюється, на інтервалі $(t - \Delta/2, t + \Delta/2)$ і відкидаючи члени вище другого порядку в ряді Тейлора,

для середнього приросту дисперсії за рахунок модуляції аналогічно роботі [6] отримуємо вираз

$$\Delta_{\psi} \sigma^2(t) = \frac{1}{\Delta} \int_{t-\Delta/2}^{t+\Delta/2} \psi(s) ds - \psi(t) \approx \psi''(t) \frac{\Delta^2}{24}.$$

Звідси для відносної похибки зміни знаходимо

$$\delta(t) = \frac{\psi''(t) \Delta^2}{\psi(t) 24}.$$

Задаючи допустиму похибку зміни α , з умови $|\delta(\Delta)| \leq \alpha$ визначаємо величину інтервалу Δ , на якому біПКВП можна наближено розглядати як ПКВП меншого з періодів. Це значення знаходиться із трансцендентного рівняння

$$\frac{\Delta^2 \psi''(\Delta)}{24 \psi(\Delta)} \leq \alpha.$$

Якщо $\psi(t) = \cos \frac{2\pi}{T_2} t$, то $\Delta \leq \frac{\sqrt{6\alpha}}{\pi} T_2$, і, наприклад, при $\alpha = 5\%$ отримуємо $\Delta = 0,17T_2$.

Якщо розглядати абсолютну зміну дисперсії, то з розкладу $\cos x \approx 1 - x^2 / 2$ для відносної похибки отримаємо $\delta(t) = (2\pi / T_2)^2 t$. Тому довжина відрізка біПКВП з наближеними сталими характеристиками визначається з умови $|\delta(\Delta/2)| \leq \alpha$ і обчислюється по формулі $\Delta \leq \frac{\sqrt{2\alpha}}{\pi} T_2$. Цю формулу можна використовувати при обчисленні параметрів циркадної ритміки фізіологічних процесів або, наприклад, добової ритміки геофізичних процесів, ускладненої місячними та іншими циклами.

Отже, коли взяти до уваги надто вже значну (в даному разі – це секунди і десятки годин) різномасштабність періодів, тобто, що $T_1 \gg T_2$, то можна обґрунтувати розбиття добової тривалості $T_2 = \coprod_{n=1, N} A_n$ на сегменти тривалостей

A_n (рис.2.5), на яких ЕКС буде ПКВП з періодами корельваності T_n , $n = \overline{1, N}$, де N – кількість таких сегментів. Тоді модель ЕКС набуде вигляду:

$$\xi(t) = \sum_{k \in Z, n=1, N} \chi_{A_n}(t) e^{i t \left(k \frac{2\pi}{T_1} + n \frac{2\pi}{T_2} \right)} \zeta_{kn}(t) = \sum_{n=1, N} \chi_{\Delta_n}(t) \zeta_n(t), \quad (2.19)$$

де $\zeta_n(t) = \sum_{k \in Z} e^{itk \frac{2\pi}{T_n}} \zeta_{kn}(t)$ – n -ий ПКВП періоду T_n на сегменті $A_n : t \in A_n$, $\chi_{A_n}(t)$ – індикаторна функція відрізка A_n , і цим обґрунтовується коректність застосування для опрацювання ЕКС на сегментах A_n або контрольних вибірок із ЕКС на них методів уже апробованої статистики ПКВП.

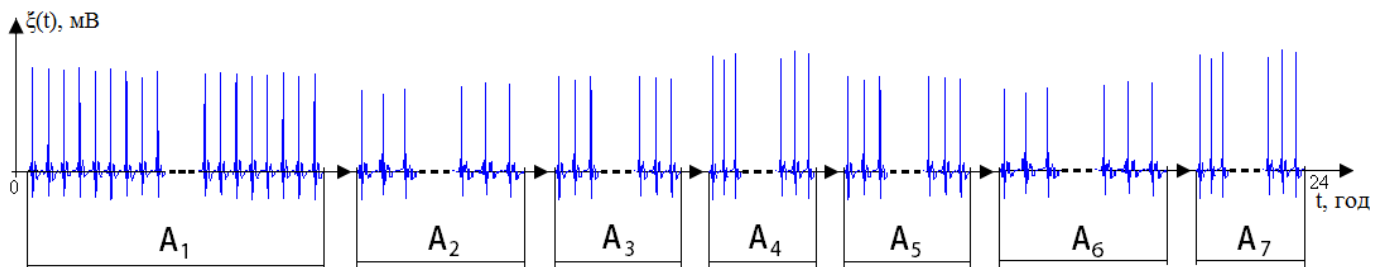


Рис. 2.5. Реалізація сегментованого ЕКС

Враховуючи те, що на кожному n -ому сегменті A_n ЕКС є ПКВП, тому добовий ЕКС подано у вигляді кускового ПКВП через стаціонарні компоненти:

$$\xi(t) = \sum_{n=1, N} \chi_{A_n}(t) \sum_{k \in Z} \zeta_{kn}(t) e^{-itk \frac{2\pi}{T_n}}, t \in R, \quad (2.20)$$

де $\zeta_{kn}(t)$ – стаціонарні компоненти ЕКС в межах n -ого сегменту.

Зображення (2.20) у вигляді кускового ПКВП є адекватним добовому ЕКС, що дає змогу врахувати у своїй структурі поєднання серцевого ритму із добовим ходом, та застосувати до нього відомі методи статистичного опрацювання ПКВП (синфазний та компонентний) з метою отримання статистичних оцінок, які є показниками стану серцево-судинної системи людини впродовж доби.

2.5. Висновки до розділу 2

Враховуючи складність та структуру ЕКС в системах голтерівського моніторингу проаналізовано його характеристики у рамках детермінованого підходу та з позицій стохастичного підходу (методами теорії стаціонарних ВП). Отримані результати аналізу методами гармонічного аналізу у рамках детермінованого підходу підтверджують, що обчисленні амплітудні спектри різних циклів ЕКС однієї реалізації є мінливими, тобто містять певну випадковість. Розглядаючи сигнал у рамках стаціонарної моделі, помічено, що дисперсія трансформуються в часі, а кореляційна функція від суцільної реалізації ЕКС є періодичною. Хоча випадкова стаціонарна модель відображає складність ЕКС в спектральному розподілі потужності, проте не відображає його фазово-часової структури, яка є важливим показником при виявленні часових змін у сигналі.

З аналізу властивостей ймовірнісних характеристик ЕКС та описаних властивостей біперіодично корельованих випадкових процесів випливає, що врахування виразної різномасштабності періодів двоперіодної ритміки ЕКС дає гарантію коректності застосування методів статистики періодично корельованих випадкових процесів для опрацювання його вибірок із часового ряду більшого періоду (доби) як сегментів ритміки меншого для оцінення змін стану серцево-судинної системи упродовж доби і кількох діб, як це вимагає голтерівський моніторинг.

РОЗДІЛ 3

МЕТОД АНАЛІЗУ ЕЛЕКТРОКАРДІОСИГНАЛІВ ДЛЯ СИСТЕМ ГОЛТЕРІВСЬКОГО МОНІТОРИНГУ

У розділі на базі обґрунтованої математичної моделі електрокардіосигналу у вигляді кусково періодично корельованого випадкового процесу отримано нові вирази для числення статистичних оцінок його характеристик, які дають змогу підвищити достовірність діагностики стану серцево-судинної системи шляхом впровадження в область кардіології нового класу інформативних ознак, одержаних синфазним методом аналізу. Подано алгоритми синфазного методу комп'ютерного опрацювання електрокардіосигналу як кусково періодично корельованої випадкової послідовності із використанням алгебри алгоритмів.

Основні результати розділу опубліковані в працях [26, 29, 31, 32].

3.1. Обґрунтування вибору методу аналізу електрокардіосигналу як кусково періодичного корельованого випадкового процесу

Методи аналізу ймовірнісних характеристик побудовано, виходячи з розглянутих властивостей множин співфазних значень ЕКС, що дає змогу за однією реалізацією \hbar -ергодичного ЕКС оцінити фазову структуру його коваріації і середнього, тобто зміну їх у часі, а не лише їх середні значення. Отримані послідовності відліків через період корельованості ЕКС є не лише стаціонарними та стаціонарно зв'язаними, але і мають властивості ергодичності та ергодичної зв'язаності. Умову ергодичності такого процесу сформульовано як ергодичність та ергодичну зв'язаність його стаціонарних компонент.

На основі наведених в розділі 2 властивостей моделі ЕКС як кусково ПКВП виділено два основні методи оцінювання ймовірнісних характеристик ЕКС — синфазний та компонентний. Розглянуто властивості оцінок математичного сподівання, кореляційної функції ЕКС, обчислених синфазним та компонентним методами.

3.1.1. Синфазний метод

Синфазний метод базується на тому, що відліки значень ЕКС в межах n -го сегменту через період корельованості при різному виборі початку відліку (початкової фази) $t_0 \in [0, T_n)$ утворюють стаціонарну ергодичну векторну випадкову послідовність $\{\zeta_n(t_0), t_0 \in [0, T)\}$, де $\zeta_n(t_0) \equiv \{\zeta_n(t_0 + kT), k \in Z\}$.

Співфазні відліки ЕКС в силу означення даного класу процесів мають одну і ту ж ймовірнісну характеристику другого порядку, так само як відліки ЕКС - одну і ту ж повну статистику.

Тому за умови \hbar -ергодичності ЕКС, а відповідно, ергодичності в звичайному сенсі послідовності $\zeta_n(t_0)$, для характеристик ЕКС справедливими є статистики:

$$m_{\zeta_n}(t_0) = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} \zeta_n(t_0 + kT), \quad t_0 \in [0, T), \quad (3.1)$$

$$b_{\zeta_n}(t_0, u) = \frac{1}{2N+1} \sum_{k=-N}^N \zeta_n(t_0 + u + kT) \overline{\zeta_n(t_0 + kT)}, \quad (3.2)$$

де $\zeta_n^0(t_0)$ – центрований ЕКС на n -му сегменті, $\zeta_n^0(t_0) = \zeta_n(t_0) - m_{\zeta_n}(t_0)$.

Усереднення у виразах (3.1) та (3.2) виконується на відрізку фіксованої довжини $T_n = N_{T_n} \cdot dt$, де dt – крок дискретизації, N_{T_n} – дискретна довжина фіксованого відрізка, T_n – період корельованості ЕКС на n -му сегменті. Довжина реалізації буде представлена як $kT_n + u$, де k – кількість періодів реалізації, u – максимальний зсув, для якого оцінюють значення кореляційної функції. Вирази (3.1) та (3.2) в даному випадку мають вигляд:

$$\hat{m}_{\zeta_n}(t) = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} \zeta_n(t + kT), \quad t \in [0, T_n), \quad (3.3)$$

$$\hat{b}_{\zeta_n}(t, u) = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} \zeta_n^0(t + u + kT_n) \zeta_n^0(t + kT_n). \quad (3.4)$$

Математичне сподівання статистики (3.3) дорівнює оцінюваній величині:

$$\mathbf{E}\{\hat{m}_{\zeta_n}(t)\} = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} m_{\zeta_n}(t + kT_n) = \hat{m}_{\zeta_n}(t),$$

тому оцінка (3.3) є незсунутою. Дисперсія оцінки (3.3) дорівнює:

$$D_{\hat{m}_{\zeta_n}}(t) = M[\hat{m}_{\zeta_n}(t) - \mathbf{E}\{\hat{m}_{\zeta_n}(t)\}]^2 = \frac{1}{N} \sum_{k=-N+1}^{N-1} \left(1 - \frac{|k|}{N}\right) b_{\zeta_n}(t, kT_n). \quad (3.5)$$

Для отримання оцінки коваріацій $b_{\zeta_n}(t, u)$ при відомому математичному сподіванні можна використати вираз:

$$\hat{b}_{\zeta_n}(t, u) = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} \zeta_n(t + kT_n) \zeta_n(t + u + kT_n) - m_{\zeta_n}(t) m_{\zeta_n}(t + u). \quad (3.6)$$

Оцінки (3.4) та (3.6) є незсунутими, а їхня дисперсія визначається за формулою:

$$\begin{aligned} \hat{D}_{\hat{b}_{\zeta_n}}(t, u) &= \frac{1}{N^2} \sum_{m, k=0}^{N-1} \mathbf{E} \zeta_n^0(t + kT) \xi^0(t + u + kT_n) \xi^0(t + mT_n) \times \\ &\times \zeta_n^0(t + u + mT_n) - b_{\hat{b}_{\zeta_n}}^2(t, u). \end{aligned} \quad (3.7)$$

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

$$\hat{b}_{\zeta_n}(t, u) = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} [\zeta_n(t + kT_n) - \hat{m}_{\zeta_n}(t + kT_n)] [\zeta_n(t + u + kT_n) - \hat{m}_{\zeta_n}(t + u + kT_n)], \quad (3.8)$$

$$\hat{b}_{\zeta_n}(t, u) = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} \zeta_n(t + kT_n) \zeta_n(t + u + kT_n) - \hat{m}_{\zeta_n}(t) \hat{m}_{\zeta_n}(t + u), \quad (3.9)$$

мають при скінченному N вже не нульовий зсув.

Для першої з них:

$$\mathbf{E} \{ \hat{b}_{\zeta_n}(t, u) \} = \hat{b}_{\zeta_n}(t, u) - \frac{1}{N} \hat{b}_{\zeta_n}(t, u) - \frac{1}{N} \sum_{k=-N+1}^{N-1} b_{\zeta_n}(t, u + kT_n) + \frac{1}{N} \sum_{k=-N+1}^{N-1} \left(1 - \frac{|k|}{N} \right) b_{\zeta_n}(t, k + nT_n)$$

Зсув

$$\varepsilon_{\hat{b}_{\zeta_n}}^{(1)} = \frac{1}{N} \left[b_{\zeta_n}(t, u) + \sum_{n=-N+1}^{N-1} \frac{|k|}{N} b_{\zeta_n}(t, u + nT_n) \right],$$

прямує до нуля при $N \rightarrow \infty$, тобто розглянута оцінка є асимптотично незсунутою. Таку ж властивість має і оцінка (3.9), де її зсув:

$$\varepsilon_{\hat{b}_{\zeta_n}}^{(2)} = \frac{1}{N} \left[\hat{b}_{\zeta_n}(t, u) + \sum_{k=-N+1}^{N-1} \left(1 - \frac{|k|}{N} \right) \hat{b}_{\zeta_n}(t, u + kT_n) \right].$$

Величини $\varepsilon_{\hat{b}_{\zeta_n}}^{(1)}$ а $\varepsilon_{\hat{b}_{\zeta_n}}^{(2)}$ пов'язані між собою співвідношенням:

$$\varepsilon_{\hat{b}_{\zeta_n}}^{(1)} + \varepsilon_{\hat{b}_{\zeta_n}}^{(2)} = -\frac{1}{N} \left[\hat{b}_{\zeta_n}(t, u) + \sum_{k=-N+1}^{N-1} \hat{b}_{\zeta_n}(t, u + kT_n) \right].$$

Оцінки кореляційної функції при невідомому математичному сподіванні також утворюють статистику:

$$\hat{b}_{\zeta_n}(t, u) = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} [\zeta_n(t + kT) \zeta_n(t + u + kT_n) - \hat{m}_{\zeta_n}(t + kT_n) \hat{m}_{\zeta_n}(t + u + kT_n)]. \quad (3.10)$$

Зсув її аналогічний $\varepsilon_{\hat{b}_{\zeta_n}}^{(2)}$.

Кореляційний аналіз ЕКС, окрім отримання оцінок коваріації $\hat{b}_{\zeta_n}(t, u)$, ставить також задачу знаходження оцінок спектральних компонент $\hat{B}_{kn}(u)$, які характеризують структуру часової мінливості. Оцінювання спектральних компонент здійснюється за статистикою $\hat{b}_{\zeta_n}(t, u)$:

$$\hat{B}_{\zeta_n}(u) = \frac{1}{T_n} \int_0^{T_n} \hat{b}_{\zeta_n}(t, u) \exp\left(-ik \frac{2\pi}{T_n} t\right) dt. \quad (3.11)$$

При відомому математичному сподіванні оцінка $\hat{B}_{kn}(u)$ є незсунутою:

$$\mathbf{E}\{\hat{B}_{kn}(u)\} = \hat{B}_{kn}(u). \quad (3.12)$$

Для цього випадку оцінки компонентів $\hat{B}_{kn}(u)$, як і оцінки кореляційної функції, є незсунутими.

Якщо коваріаційну функцію $\hat{b}_{\zeta_n}(t, u)$ обчислити за формулою (3.8), то її зсув визначається виразом:

$$\varepsilon_{\hat{B}_{kn}(u)}^{(1)} = -\frac{1}{N} \left[\hat{B}_{kn}(u) - \sum_{k=-N+1}^{N-1} \left(\frac{|k|}{N}\right) \hat{B}_{kn}(t, u + kT_n) \right], \quad (3.13)$$

а якщо – за допомогою співвідношення (3.10), то її зсув дорівнює:

$$\varepsilon_{\hat{B}_{kn}(u)}^{(2)} = -\frac{1}{N} \sum_{k=-N+1}^{N-1} \left(1 - \frac{|k|}{N}\right) \hat{B}_{kn}(u + kT_n). \quad (3.14)$$

Наведені співвідношення дають можливість проаналізувати властивості статистик математичної моделі ЕКС у вигляді кусково ПКВП, таких як: математичне сподівання, коваріаційна функція $\hat{b}_{\zeta_n}(t, u)$ та спектральні компоненти $\hat{B}_{kn}(u)$, які визначають характер наближення таких оцінок до обчислюваних величин залежно від методів їх знаходження.

3.1.2. Компонентний метод. Компонентний метод базується на тому, що характеристики ЕКС в межах сегменту є періодичними функціями від часу, а тому можуть бути представлені за допомогою розкладів типу рядів Фур'є:

$$\hat{m}_{\zeta_n}(t) = \sum_{k \in \mathbb{Z}} \hat{m}_{kn} \exp\left(ik \frac{2\pi}{T_n} t\right), \quad (3.15)$$

$$\hat{b}_{\zeta_n}(t, u) = \sum_{k \in \mathbb{Z}} \hat{B}_{kn}(u) \exp\left(ik \frac{2\pi}{T_n} t\right), \quad (3.16)$$

Коефіцієнти \hat{m}_{kn} та $\hat{B}_{kn}(u)$ розкладів (3.15) та (3.16), які називають також компонентами характеристик, знаходимо за формулами:

$$\hat{m}_{kn} = \frac{1}{T_n} \int_0^{T_n} \hat{m}_{\zeta_n}(t) \exp\left(ik \frac{2\pi}{T_n} t\right) dt, \quad (3.17)$$

$$\hat{B}_{kn}(u) = \frac{1}{T_n} \int_0^{T_n} \hat{b}_{\zeta_n}(t, u) \exp\left(ik \frac{2\pi}{T_n} t\right) dt. \quad (3.18)$$

Для математичного сподівання оцінка (3.15) з врахуванням статистики (3.17) дорівнює:

$$\mathbf{E}\{\hat{m}_{\zeta_n}(t)\} = \sum_{k=-N_1}^{N_1} \exp\left(ik \frac{2\pi}{T_n} t\right) \sum_{l=-N_1}^{N_1} m_l \varphi\left[(k-l) \frac{\pi}{T_n}\right] \exp\left[i(k-l) \frac{\pi}{T_n} \theta\right], \quad (3.19)$$

де $\varphi(\omega) = \sin(\omega\theta)/(\omega\theta)$.

Оскільки при $T_n \rightarrow \infty$, то $(k-l) \frac{\pi}{T_n} \rightarrow \delta_{kl}$ (де δ_{kl} - символ Кронекера), тому

оцінка (3.17) є асимптотично незсунутою. Нульовий зсув оцінки забезпечується при скінченій довжині реалізації, якщо вибрати $T_n = k \cdot dt$.

Дисперсія компонентної оцінки математичного сподівання (3.15) є періодичною функцією від часу з періодом, що дорівнює періоду корельованості ЕКС, та коефіцієнтами Фур'є, визначеними за відповідними інтегральними перетвореннями кореляційних компонент. При $T_n = k \cdot dt$ середнє на періоді значення дисперсії дорівнює:

$$D_{\hat{m}_n}^T = \frac{1}{N} \left[B_{0k}(0) + \sum_{l=1}^{N-1} \left(1 - \frac{l}{N}\right) B_{0n}(lT_n) \right]. \quad (3.20)$$

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

Для знаходження спектральних компонент окрім статистики (3.18) використано вираз:

$$\hat{B}_{kn}(u) = \frac{1}{T_n} \int_0^{T_n} [\zeta_n(t)\zeta_n(t+u) - m_{\zeta_n}(t)m_{\zeta_n}(t+u)] \exp\left(-ik \frac{2\pi}{T_n}t\right) dt. \quad (3.21)$$

При відомому математичному сподіванні ЕКС оцінки кореляційних компонент для $T_n = k \cdot dt$ є незсунутими, тому незсунутими є і визначені на їх основі оцінки кореляційної функції.

Співвідношення між середнім зсувом оцінки (3.21) та аналогічними величинами при компонентному оцінюванні залежить від конкретних властивостей нульової кореляційної компоненти. Якщо її зникання несуттєво залежить від зсуву, то перевагу варто надавати використанню оцінки (3.21), а якщо по u компонента швидко затухає і кількість компонент математичного сподівання незначна, то доцільніше використовувати статистики (3.21).

Проведений аналіз компонентних оцінок математичного сподівання, коваріаційної функція та спектральних компонент ЕКС розкриває характерні особливості оцінок.

3.1.3. Вибір адекватного методу аналізу електрокардіосигналу в системах голтерівського моніторингу

Синфазний та компонентний згідно ЕТСС та обґрунтованої математичної моделі ЕКС у вигляді кусково ПКВП, є методами аналізу її ймовірнісних характеристик. Для того, щоб вибрати один із них проаналізовано ЕКС.

Оскільки реалізація зареєстрованого ЕКС впродовж доби (рис. 2.2) – це множина короткотривалих k -их ЕКС (в межах окремих сегментів) зсунутих у часі один відносно одного на період n -ий T_{kn} (зсув фази), тому його зображено у вигляді:

$$\xi(t) = \sum_{n \in Z} \chi_{D_{kn}}(t) \cdot \zeta_{kn}(t), \quad (3.22)$$

де $\chi_{D_{kn}}(i\Delta t) = \begin{cases} 1, \text{ якщо } i\Delta t \in D_{kn} \\ 0, \text{ якщо } i\Delta t \notin D_{kn} \end{cases}$ – індикаторна функція, $D_{kn} = [\tau_{kn}, \tau_{k(n+1)})$ –

тривалість ЕКС в межах n -ого сегменту;

$\zeta_n(t) = \{\zeta_{1n}(t), \zeta_{2n}(t), \dots, \zeta_{kn}(t)\}$ – періодично корельована випадкова послідовність ЕКС в межах n -ого сегменту;

k – номер циклу ЕКС.

Синфазний метод аналізу ЕКС зареєстрованого впродовж доби, на відміну від компонентного за своєю методикою зображення кусково нестационарного випадкового процесу через стаціонарні компоненти в часовій області ідентичний механізму формування ЕКС зареєстрованого впродовж доби.

Також синфазний метод аналізу, який базується на усередненні відліків через період корельованості, на відміну від компонентного є більш швидкий при опрацюванні даних.

Тому для аналізу ЕКС як кусково ПКВП у системах голтерівського моніторингу доцільно використати синфазний метод.

3.2. Визначення періоду корельованості електрокардіосигналу

Задача визначення періоду добового ЕКС на n -му сегменті як ПКВП є важливою задачею від якої залежить подальші результати отримані при опрацювання сигналу з метою підвищення інформативності систем голтерівського моніторингу. Синфазний метод оцінювання характеристик кусково ПКВП побудовано з припущенням того, що спочатку задається період T_n корельованості на n -му сегменті, і він входить як суттєвий параметр у виразі всіх естиматорів. Якщо нема методів визначити періоду добового ЕКС на n -му сегменті на підставі знання механізму його породження, то мусимо вдатись до апріорного оцінювання його, яке фактично мусить звестись до перевірки гіпотез про можливі його конкретні значення, бо не існує методу статистичного оцінювання періоду T_n , оскільки він не є випадковою величиною. То, якщо б період корельованості T_n був випадковою величиною, то при визначенні характеристик процесу слід було б додатково усереднити за його розподілом, тому для пошуку періоду в монографії використано оцінку математичного сподівання для різних значень періодів.

На рис.3.1. зображено реалізацію сегментованого ЕКС зареєстрованого впродовж доби із значення періодами, які використано для пошуку періодів корельованості T_n .

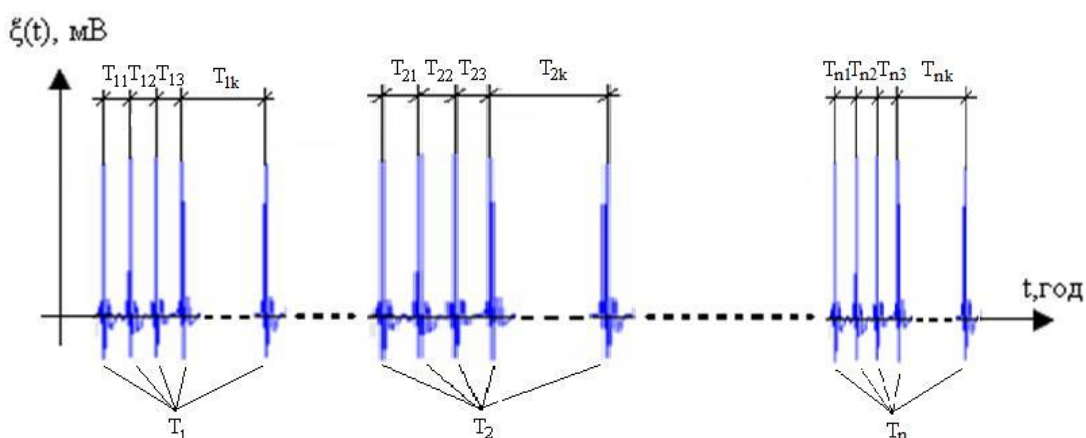


Рис.3.1. Реалізація сегментованого ЕКС зареєстрованого впродовж доби із відзначенням зміни величини періодів

Алгоритм для знаходження періоду корельованості є аналогічним до алгоритму для знаходження прихованого періоду періодичної функції. Різниця, полягає в тому, що в нашому випадку функції, для яких шукаємо період $\hat{m}_{\zeta_n}(t)$,

$\hat{d}_{\zeta_n}(t)$ чи $\hat{b}_{\zeta_n}(t,u)$ є статистичними оцінками ПКВП як моделі електрокардіосигналу на k -их сегментах.

Так як трактовано ПКВП як континуальну сукупність залежних від початкової фази стаціонарних та стаціонарно-зв'язаних випадкових послідовностей, то лише при одному значенні періоду корельованості статистичні оцінки будуть найрельєфнішими. При значеннях пробних періодів корельованості, як відрізняються від істинного, при усередненні будуть змінюватися значення з різних стаціонарних послідовностей $\zeta_{kn}(t_j)$ і $t_j \in [0; T_n)$ вже не буде спільною фазою; за рахунок такого перемішування буде згладжуватися розмаїтість значень оцінок математичного сподівання та коваріаційної функції. Лише при умові рівності пробного періоду його істинному значенню оцінка буде мати найбільший розмах, амплітуду.

Щоб оцінити кількісний критерій вибору періоду корельованості за цим поняттям, необхідно задати певний функціонал, який мав би глобальний максимум на інтервалі $[T_{1n}; T_{2n}]$ і в математичному сенсі був би мірою рельєфності кривих статистичних оцінок, побудованих для різних значень ЕКС T_{pn} з інтервалу $[T_{1n}; T_{2n}]$ на n -му сегменті.

Отже критерієм вибору оцінки періоду корельованості з його пробних значень має стати міра рельєфності кривих $\hat{m}_{\zeta_n}(t_0/T_{pn})$, $\hat{b}_{\zeta_n}(t_0, u=0/T_{pn}) = \hat{d}_{\zeta_n}(t_0/T_{pn})$, $t_{0n} \in [0; T_{pn})$. В якості такої міри у роботі [37], запропоновано використати відому в теорії функцій характеристику – варіацію функції:

$$\begin{aligned} V(\hat{m}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{2n}]) &= \sup_{\forall D_n([T_{1n}; T_{2n}])} \sum_{i=0, N-1} |\hat{m}_{\zeta_n}(t_{i+1}) - \hat{m}_{\zeta_n}(t_i)|; \\ V(\hat{d}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{2n}]) &= \sup_{\forall D_n([T_{1n}; T_{2n}])} \sum_{k=0, N-1} |\hat{d}_{\zeta_n}(t_{k+1}) - \hat{d}_{\zeta_n}(t_k)|, \end{aligned} \quad (3.23)$$

Варіація є точною поверхнею межею сум приростів значень функцій $\hat{m}_{\zeta_n}(t_{k+1}) - \hat{m}_{\zeta_n}(t_k)$, $\hat{d}_{\zeta_n}(t_{k+1}) - \hat{d}_{\zeta_n}(t_k)$, коли t_k є точками розбиття $T_{1n} = t_0 < t_1 < \dots < t_k = T_{2n}$ відрізка $[T_{1n}; T_{2n}]$. Верхня межа береться по всіх можливих таких розбиттях. Ця величина, очевидно, є невід'ємною і адитивною, тому що при $T_{1n} < T_{pn} < T_{2n}$:

$$\begin{aligned} V(\hat{m}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{2n}]) &= V(\hat{m}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{pn}]) + V(\hat{m}_{\zeta_n}; [T_{pn}; T_{2n}]); \\ V(\hat{d}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{2n}]) &= V(\hat{d}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{pn}]) + V(\hat{d}_{\zeta_n}; [T_{pn}; T_{2n}]), \end{aligned} \quad (3.24)$$

Тобто вона справді є мірою в математичному сенсі. Варіація є більшою за розмах функції

$$V(\hat{m}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{2n}]) \geq \Delta \hat{m}_{\zeta_n}([T_{1n}; T_{2n}]) = |\max \hat{m}_{\zeta_n} - \min \hat{m}_{\zeta_n}|. \quad (3.25)$$

І вона може бути для різних функцій різною, навіть якщо ці функції мають однакові розмах. Для підсилення рельєфності використано інші аналогічні характеристики – Φ -варіації $V_\Phi(f; [a; b])$ ($u \geq 0, \Phi(u) = 0$):

$$V_\Phi(f; [a; b])^\Delta = \sup_{\forall D_n([a; b])} \sum_{k=0, N-1} \Phi(|f(t_{k+1}) - f(t_k)|). \quad (3.26)$$

При $\Phi(u) = u$ отримуємо клас $V(f; [a; b])$ Жордана (3.12), при $\Phi(u) = U^p$ ($1 < p < \infty$) - класи $V_{U^p}(f; [a; b])$ Вінера.

На рис. 3.2 зображено залежності $V_\Phi(\hat{m}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{2n}])$ варіаційної лінійної (коли $\Phi(u) = u$), квадратичної (коли $\Phi(u) = u^2$) та кубічної (коли $\Phi(u) = u^3$) функції статистичних оцінок при різних пробних значеннях базових частот $2\pi / T_{pn}$ як значень відповідних функціоналів.

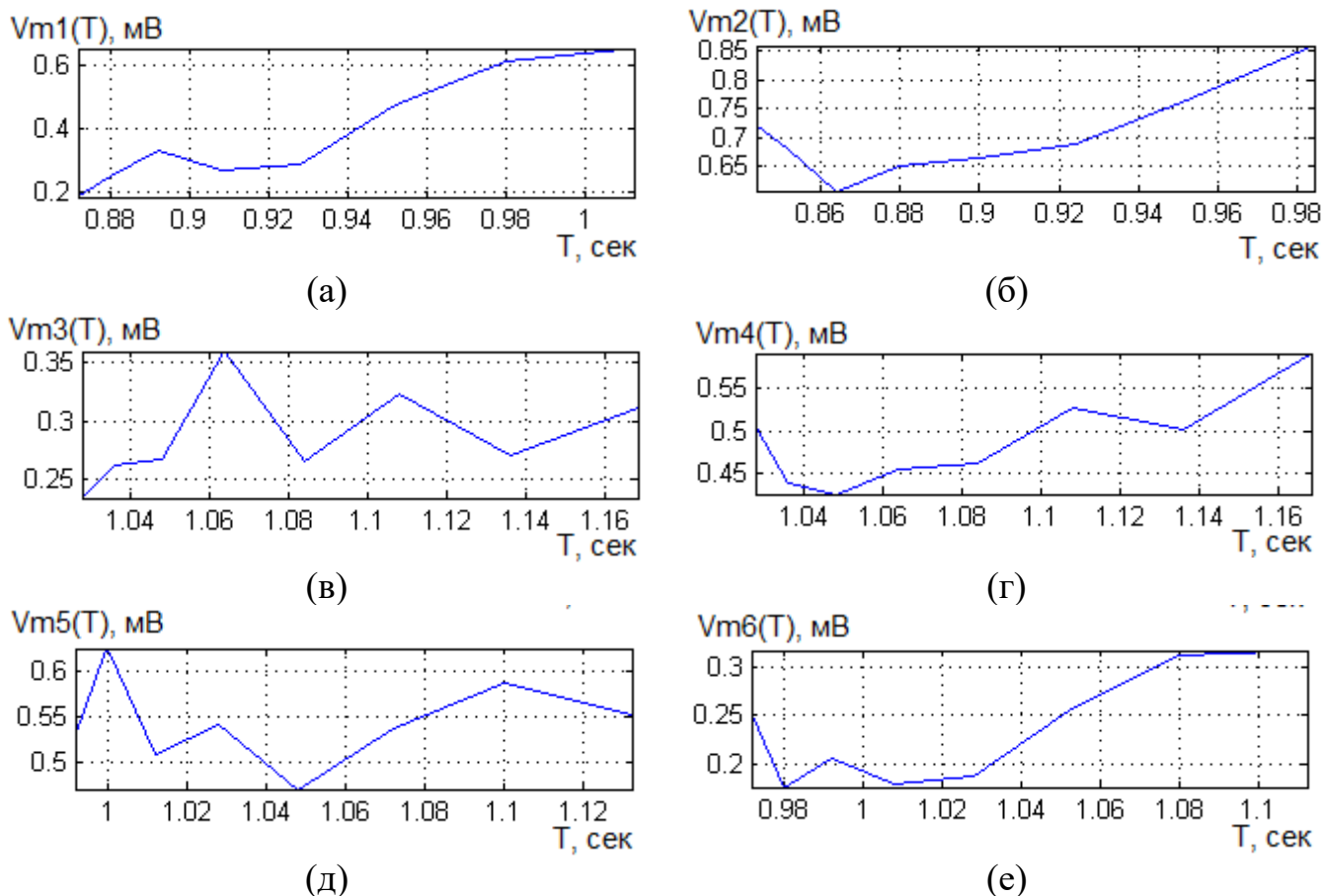


Рис.3.2. Варіації математичного сподівання ЕКС для різних сегментів: а-сегмент 1, б-сегмент 2, в-сегмент 3, г-сегмент 4, д-сегмент 5, е-сегмент 6

З графіків видно, що всі три криві $V_\Phi(\hat{m}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{2n}])$ (при $p=1, 2, 3$) мають різні максимуми, що свідчить про різномасштабність ЕКС на різних сегментах.

Отже, за оцінку істинного значення \hat{T}_n періоду корельованості прийнято таке значення пробного періоду, яке, в першому наближенні, дає максимальне значення розмахів $\hat{T}_n = \arg \max_{\{T_{pn}\}} \Delta(\hat{m}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{2n}])$. Точнішим буде те значення, котре забезпечує максимум функціоналів варіації:

$$\hat{T}_n = \arg \max_{\{T_{pn}\}} V(\hat{m}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{2n}]), \quad \hat{T}_n = \arg \max_{\{T_{pn}\}} V(\hat{d}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{2n}]). \quad (3.27)$$

У термінах статистики можна сказати, що останній критерій є потужнішим, бо він має більшу роздільну здатність. Для знаходження глобального максимуму критерію – функціоналів варіації $V(\hat{m}_{\zeta_n}; [T_{1n}; T_{2n}])$ - використано відомий чисельний метод послідовного перебору [61] значень $\{T_{pn}\} \subseteq [T_{1n}; T_{2n}]$. Метод послідовного перебору в даному випадку полягає в обчисленні статистичних оцінок при усіх можливих значеннях пробного періоду корельованості з інтервалу $\{T_{pn}\} \subseteq [T_{1n}; T_{2n}]$.

Крок перебору можна задати як певне фіксоване число. Оскільки ми маємо дискретні часові ряди, тому було використано крок – період дискретизації. Саме він визначає крок дискретних значень пробного періоду на інтервалі $[T_{1n}; T_{2n}]$, а отже і точність селекції періоду – $4 \cdot 10^{-3}$ с. На базі отриманих реалізацій варіацій 3.2 обчислено значення періодів корельованості для різних сегментів ЕКС, які зведено у таблицю 3.1.

Таблиця 3.1. Значення періодів ЕКС на різних сегментах

Номер сегменту ЕКС, n	Значення періоду T_n , сек
1	1,02
2	0,98
3	1,06
4	1,17
5	1
6	1,1

Обчисленні значення періодів для n-их сегментів T_n ЕКС дають змогу побудувати статистики добового ЕКС як кускового ПКВП синфазним методом.

3.3. Реалізація алгоритму синфазного опрацювання електрокардіосигналу в системах голтерівського моніторингу

На сьогодні усі відомі методи опрацювання ЕКС в автоматизованих системах голтерівського моніторингу реалізовані у вигляді програмного забезпечення, яке оперує безпосередньо із дискретним ЕКС, тому, в цьому розділі, наведено способи реалізації синфазного методу опрацювання

послідовності ЕКС як кусково періодичного корельовано випадкової послідовності із дискретним часом.

Синфазний метод статистичного оцінювання характеристик послідовності ЕКС із дискретним часом є незначними модифікаціями статистики стаціонарних випадкових процесів. Тому обґрунтування методів статистичного оцінювання характеристик базується на понятті \hbar -ергодичності, яка виражається як властивість випадкових процесів із дискретним часом [36].

Для ергодичності процесу із дискретним часом в цілому відносно середнього необхідно і достатньо, щоб векторний процес з дискретним часом був ергодичним відносно середнього:

$$\overset{o}{\zeta}_n(i\Delta t) = \zeta_n(i\Delta t) - \hat{m}_{\zeta_n}^{T_n}(i\Delta t), \quad i = \overline{0, N-1} \quad (3.28)$$

де $\zeta_n(i\Delta t)$ - послідовність ЕКС із дискретним часом в межах n -ого сегменту;
 Δt - крок дискретизації ($\Delta t > \frac{1}{2f_{\max}}$, де f_{\max} - максимальна частота, якою

обмежений спектр ЕКС);

i - номер відліку; N - довжина послідовності ЕКС $\zeta_n(n\Delta t)$;

$\hat{m}_{\zeta_n}^{T_n}(i\Delta t)$ - періодичне продовження математичного сподівання ЕКС як послідовності $\zeta_n(i\Delta t)$ із дискретним часом в межах n -ого сегменту:

$$\hat{m}_{\zeta_n}^{T_n}(i\Delta t) = \sum_{i=1, N} \chi_{D_n}(i\Delta t) \hat{m}_{\zeta_n}(i\Delta t + i\Delta t N_{T_n}), \quad i \in \overline{0, N-1} \quad (3.29)$$

де N_{T_n} - кількість точок, які лежать в межах одного періоду ЕКС T_n n -ого сегменту, $N_{T_n} = \frac{T_n}{\Delta t}$;

$\chi_{D_n}(i\Delta t) = \begin{cases} 1, & \text{якщо } i\Delta t \in D_n \\ 0, & \text{якщо } i\Delta t \notin D_n \end{cases}$ - індикаторна функція множини D_n ;

$D_{kn} = [n\Delta t N_{T_{kn}}, (n+1)\Delta t N_{T_{kn}})$ - часовий діапазон тривалості n -го періоду k -ої стадії ЕКС;

$\hat{m}_{\zeta_n}(i\Delta t)$ - оцінка математичного сподівання ЕКС n -ого сегменту ЕКС.

Спосіб реалізації синфазного методу опрацювання ЕКС на базі періодично корельовано випадкової послідовності із дискретним часом, який дає змогу за однією реалізацією \hbar -ергодичного ЕКС оцінити фазово-часову структуру, наведений в підрозді 3.1.

Опрацювання ЕКС k -ого сегменту як періодично корельовано випадкової послідовності із дискретним часом синфазним методом базується на тому, що ЕКС через дискретний період корельованості N_{T_n} розбивається на послідовності синфазних значень на ґратках виду $\{i\Delta t + kN_{T_n}, k \in \mathbb{Z}\}$, де для

кожного $i\Delta t \in [0, N_{T_n}\Delta t)$ своя ґратка, а значення на цих ґратках утворюють стаціонарні та стаціонарно-зв'язані ергодичні випадкові послідовності (рис.3.3).

Для розроблення алгоритмів опрацювання ЕКС в межах n -ого сегменту як ПКВП використано алгебру алгоритмів Овсяка В.К. [68, 69, 104], яка, на відміну від вербального та блок-схемного описів, забезпечує точний опис, мінімізацію за кількістю дій (унітермів) та дослідження алгоритмів.

Операції алгебри алгоритмів виконуються над унітермами, якими є окремі знаки та їхні послідовності. Унітерми, в залежності від конкретних чи абстрактних залежностей поділяються на предметні, наприклад ($y = x, z = t^2, \dots$) і абстрактні ($F(x, y)$) - абстрактна функція від двох змінних). Формули-алгоритми утворюються операціями над унітермами. *Абстрактні алгоритми* – формули з абстрактними унітермами. Заміною в абстрактних алгоритмах всіх абстрактних унітермів предметними утворюються моделі абстрактних алгоритмів.

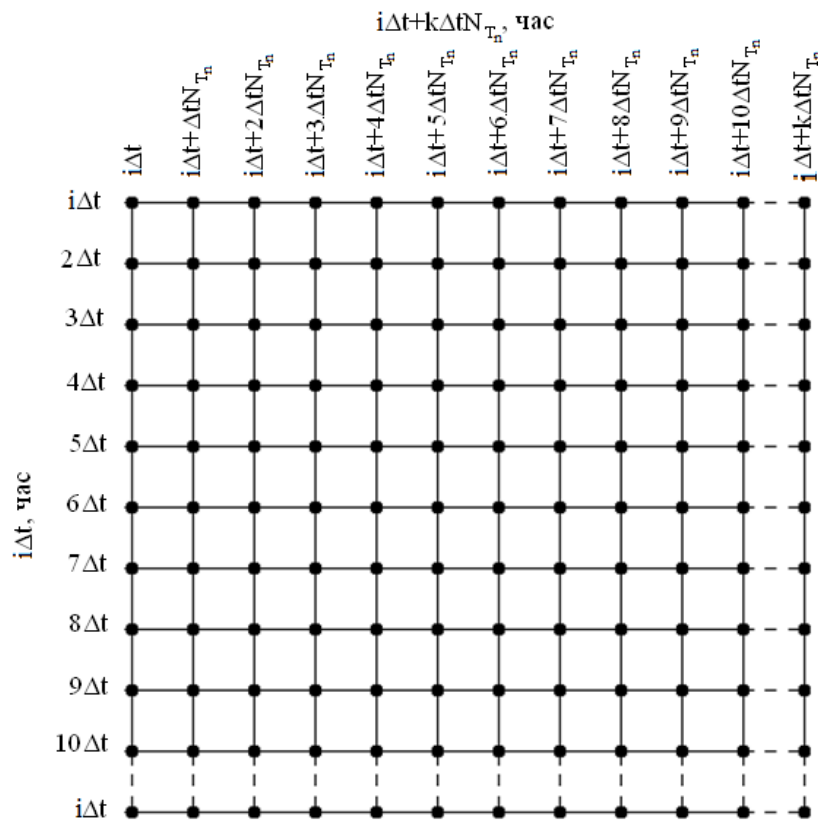


Рис.3.3. Послідовності синфазних значень на ґратках виду $i\Delta t + kN_{T_n}, k \in \mathbb{Z}$

Знаками операцій алгебри алгоритмів є [68, 69, 104]: секвентування ($\overline{()}$), елімінування ($\overline{|}$), паралелення ($\overline{\sqcap}$), циклічне секвентування ($\overline{\wr}$), циклічне елімінування ($\overline{\cup}$), та циклічне паралелення ($\overline{\cup}$). Операція секвентування використовується для опису послідовностей дій, елімінування – розгалужень в алгоритмах, паралелення – процесів, які виконуються одночасно, інвертування – зміни черговості виконання унітермів, циклічними операціями описуються цикли в алгоритмах.

На базі алгебри алгоритмів розроблено алгоритм формування стаціонарних компонент із послідовності ЕКС в межах n -ого сегменту із дискретним часом (3.30) [Дедів Л.Є., Хвостівський М.О.]:

$$\left(\begin{array}{l}
 \zeta_n(i) \\
 ; \\
 NT_n \\
 ; \\
 \zeta(i \leq NT_n) \\
 \hline
 \zeta(k \leq K_n); \quad |B_{kn}(u)| / NT_n; (i \leq NT_n) \text{ - ?} \\
 \hline
 \zeta_n(k, i) = \zeta_n(i + k * Nk_n); c(i \leq NT_n); (k \leq K_n) \text{ - ?} \\
 ; \\
 c(k \leq K_n)
 \end{array} \right) \quad (3.30)$$

$$i \in \overbrace{1; 2; 3; \dots; NT_n}, \quad k \in \overbrace{0; 1; 2; \dots; K_n - 1}$$

де N – довжина реалізації ЕКС, N_k – кількість періодів реалізації ЕКС, K – кількість спектральних компонент та NT – довжина періоду.

Маючи масив стаціонарних компонент $\xi(k, n\Delta t) = \xi(n\Delta t + kN_T)$ обчислено масив оцінок їх взаємкореляційних функцій $\hat{b}_{\xi}(n\Delta t, u)$ (коваріаційні компоненти) згідно виразу:

$$\hat{b}_{\xi}(i\Delta t, u) = \frac{1}{N_{T_n}} \sum_{k=0}^{N_{T_n}-1} \zeta_n(i\Delta t + u + kN_{T_n}) \zeta_n^0(i\Delta t + kN_{T_n}), \quad k \in Z \quad (3.31)$$

Від отриманих оцінок коваріаційних компонент $\hat{b}_{\xi}(i\Delta t, u)$ обчислено оцінки спектральних компонент $\hat{B}_{kb}(u)$ згідно виразу:

$$\hat{B}_{kb}(u) = \frac{1}{N_{T_n}} \sum_{i=0}^{N_{T_n}-1} \hat{b}_{\xi}(i\Delta t, u) e^{-j2\pi ki/N_T}. \quad (3.32)$$

Оцінки $\hat{B}_{k_n}(u)$ на відміну від оцінок $\hat{b}_{\xi}(i\Delta t, u)$ характеризуються стійкістю щодо часових зсувів і відображають фазово-часову структуру в частотній області.

Спектральні компоненти $\hat{B}_{kn}(u)$ є кількісним показником оцінювання фазово-часової структури ЕКС, який дають змогу оцінити зміни сигналу в часі. Як відомо, що будь-яка людська система, яка в часі не змінює свої показники, можна вважати в нормі, а в іншому випадку – патологія. Тому, дослідження фазово-часової структури дає можливість виявити момент прояву змін в роботі людської системи, що можна порівняти із раннім проявом будь-якої хвороби.

Ґрунтуючись на вище перелічених операціях реалізації синфазного методу, розроблено алгоритм опрацювання ЕКС із використанням алгебри алгоритмів (3.33).

$$\begin{array}{l}
 \xi(i) \\
 ; \\
 NT \\
 ; \\
 \alpha(n \leq NT) \\
 \hline
 \alpha(u \leq Nu) ; \\
 \hline
 \alpha(k1 \leq (Nk-1)) ; c_{(n \leq NT)} ; (u \leq Nu)-? \\
 \hline
 \left(\begin{array}{l}
 b(n,u) = b(n,u) + ; c_{(u \leq Nu)} ; (k1 \leq (Nk-1))-? \\
 * \xi(n+k1 * NT) * \\
 * \xi(n+k1 * NT+u) \\
 ; \\
 c_{(k1 \leq (Nk-1))}
 \end{array} \right) \left(\begin{array}{l}
 b(n,u) = b(n,u) / Nk ; (n \leq NT)-? \\
 ; \\
 \alpha(k \leq K) \\
 \hline
 \alpha(u \leq Nu) ; |B_k(u) / NT ; (k \leq K)-? \\
 \hline
 \alpha(n \leq NT) ; c_{(k \leq K)} ; (u \leq Nu)-? \\
 \hline
 B_{k+1}(u) = B_{k+1}(u) + ; c_{(u \leq Nu)} ; (n \leq NT)-? \\
 + b(n,u) * \\
 * \exp(-j2\pi kn / NT) \\
 ; \\
 c_{(n \leq NT)}
 \end{array} \right)
 \end{array} \quad (3.33)$$

$$\begin{array}{l}
 u \in \overline{u_0; u_1; u_2; \dots; Nu}, \quad i \in \overline{1; 2; 3; \dots; N}, \quad k1 \in \overline{0; 1; 2; \dots; Nk-1}, \quad k \in \overline{0; 1; 2; \dots; K}, \\
 n \in \overline{1; 2; 3; \dots; NT}.
 \end{array}$$

Ґрунтуючись на вище перелічених операціях реалізації синфазного методу опрацювання ЕКС в межах n -ого сегменту розроблено формулу алгоритму опрацювання ЕКС зареєстрованого впродовж доби із використанням алгебри алгоритмів (3.34).

$$\begin{array}{l}
 \xi(i) \\
 ; \\
 NT \\
 ; \\
 \alpha(m \leq M) \\
 \hline
 \alpha(n \leq NT) \\
 \hline
 \alpha(u \leq Nu) ; \\
 \hline
 \alpha(k1 \leq (Nk-1)) ; c_{(n \leq NT)} ; (u \leq Nu)-? \\
 \hline
 \left(\begin{array}{l}
 b_m(n,u) = ; c_{(u \leq Nu)} ; (k1 \leq (Nk-1))-? \\
 = b_m(n,u) + \\
 + \xi_m(n+k1 * NT + T_m) * \\
 * \xi_m(n+(k1+u) * NT + T_m) \\
 ; \\
 c_{(k1 \leq (Nk-1))}
 \end{array} \right) \left(\begin{array}{l}
 b_m(n,u) = b_m(n,u) / Nk ; (n \leq NT)-? \\
 ; \\
 \alpha(k \leq K) \\
 \hline
 \alpha(n \leq NT) ; |B_k(m,n) / Nu ; (k \leq K)-? \\
 \hline
 \alpha(u \leq Nu) ; c_{(k \leq K)} ; (n \leq NT)-? \\
 \hline
 B_{k+1}(m,n) = B_{k+1}(m,n) + ; c_{(n \leq NT)} ; (u \leq Nu)-? \\
 + b_m(n,u) * \\
 * \exp(-j2\pi ku / NT) \\
 ; \\
 c_{(u \leq Nu)}
 \end{array} \right)
 \end{array} \quad (3.34)$$

$$\text{де } u \in \overline{u_0; u_1; u_2; \dots; Nu}, \quad i \in \overline{1; 2; 3; \dots; N}, \quad k1 \in \overline{0; 1; 2; \dots; Nk-1},$$

$k \in \overbrace{0; 1; 2; \dots; K}$, $n \in \overbrace{1; 2; 3; \dots; NT}$, $m \in \overbrace{1; 2; 3; \dots; M}$, M – кількість сегментів ЕКС; T_m – тривалість m -ого сегменту; K – кількість компонент; N_k – кількість періодів; NT – дискретна довжина періоду; N_u – максимальна довжина зсуву; $\xi(i)$ – реалізація 24-го запису ЕКС.

Розроблена формула алгоритму комп'ютерного опрацювання добового ЕКС (3.34) дає змогу оцінити його характеристики для виявлення нових в області кардіологічних систем голтерівського моніторингу інформативних ознак на основі математичної моделі у вигляді кускової дискретної періодично корельованої випадкової послідовності.

3.4. Висновки до розділу 3

Розроблено алгоритм комп'ютерного опрацювання електрокардіосигналу у системах голтерівського моніторингу та оцінювання його характеристик з метою визначення інформативно-інваріантних ознак електрокардіосигналу в рамках удосконаленої математичної моделі у вигляді кусково періодично корельованого випадкового процесу. Обґрунтовано використання спектрально-кореляційного методу для отримання інформативних ознак електрокардіосигналу шляхом застосування синфазного методу аналізу. На базі аналізу характеристик математичної моделі електрокардіосигналу у вигляді кусково періодично корельованого випадкового процесу та методів їх оцінювання, встановлено, що вони дають змогу розширити можливість статистичного оцінювання імовірнісних характеристик стану серцево-судинної системи людини шляхом впровадження в область кардіології нового класу інформативних ознак – спектральних компонент, які характеризують зміни фазово-часової структури, і дають змогу своєчасно виявити порушення в роботі серця людини.

РОЗДІЛ 4

РЕЗУЛЬТАТИ ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНИХ ДОСЛІДЖЕНЬ ХАРАКТЕРИСТИК ЕЛЕКТРОКАРДІОСИГНАЛУ В СИСТЕМАХ ГОЛТЕРІВСЬКОГО МОНІТОРИНГУ

У розділі на базі удосконаленої математичної моделі добового електрокардіосигналу у розділі 2 опрацьовано сигнал синфазним методом з метою виявлення нових інформативних ознак. Використовуючи статистичний критерій Неймана-Пірсона обчислено достовірність отриманих результатів опрацювання добового електрокардіосигналу синфазним методом.

У розділі також розглянуто питання розроблення методу (алгоритм і програма) комп'ютерного імітаційного моделювання електрокардіосигналу зареєстрованого впродовж доби. На основі аналізу ймовірнісних характеристик імітаційної моделі підтверджено коректність імітаційного моделювання. Здійснено перевірку удосконаленої у розділі 2 математичної моделі добового електрокардіосигналу на відповідність досліджуваному сигналу. Основні результати даного розділу опубліковані в роботах [24-26, 29, 30, 32, 49, 50].

4.1. Спосіб візуалізації електрокардіосигналів в системах голтерівського моніторингу

Первиною задачею при опрацюванні добового ЕКС як кусково ПКВП є його візуалізація, що дає змогу відстежити зміни в ЕКС і вибрати часові ділянки для його опрацювання. Враховуючи той факт, що процес візуалізації усього добового ЕКС на дисплеї систем голтерівського моніторингу не є можливим, тому використано спосіб візуалізації, який базується на розбитті ЕКС на короткі часові інтервали із подальшим їх паралельним розкладом один за одним (рис.4.1).

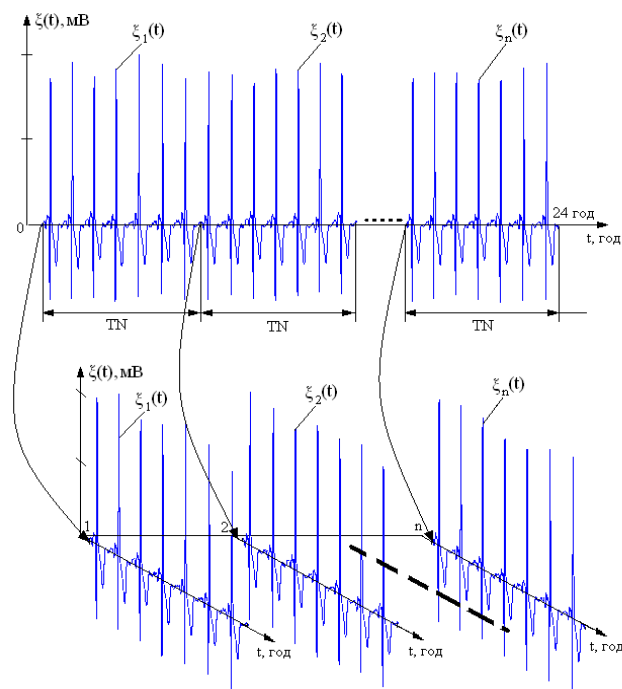


Рис.4.1. Спосіб зображення добового ЕКС для систем ГМ

Розроблений спосіб візуалізації добового ЕКС (рис.4.1), який базується на розкладі сигналу на однакові по часовій тривалості (куски), дає змогу підвищити можливості візуального аналізу у системах голтерівського моніторингу, дослідити структуру сигналу та провести «глибший» аналіз окремих його сегментів.

4.2. Результати опрацювання електрокардіосигналу синфазним методом

Базуючись на удосконаленій у розділі 2 математичній моделі ЕКС та обґрунтованого у розділі 3 методу отримання оцінок характеристик кусково періодичних випадкових процесів, здійснено оцінювання спектральних компонент, які дають змогу розширити можливості діагностики стану серцево-судинної системи людини шляхом впровадження в область кардіології нового класу інформативних ознак.

На рис. 4.2 використано запропонований спосіб візуалізації.

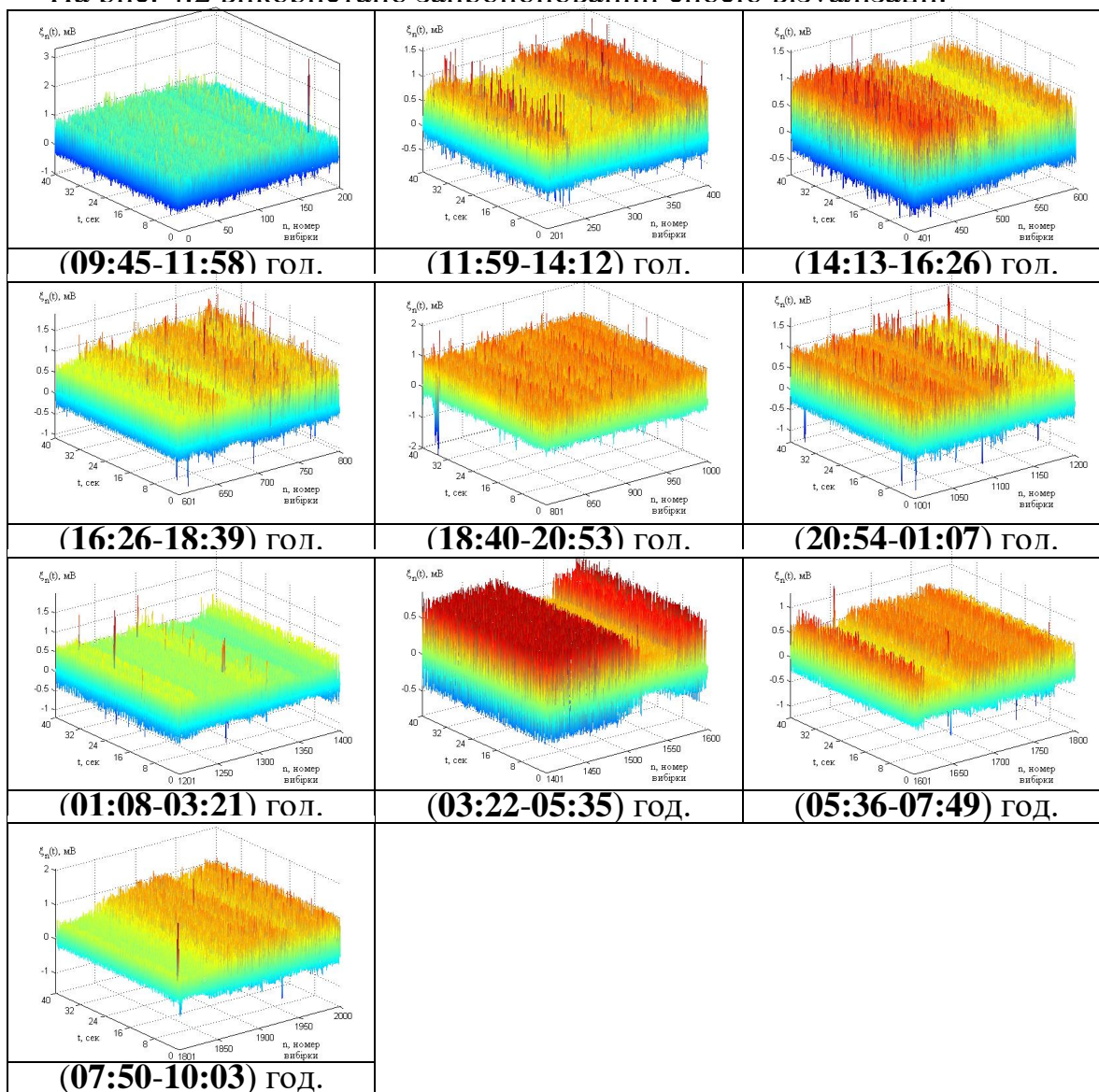


Рис.4.2. Реалізації сформованих вибірок із добового ЕКС (доба 1)

Експериментально зареєстрований ЕКС зареєстрованих впродовж доби системою голтерівського моніторингу “Кардіосенс” зображено на рис.4.3.

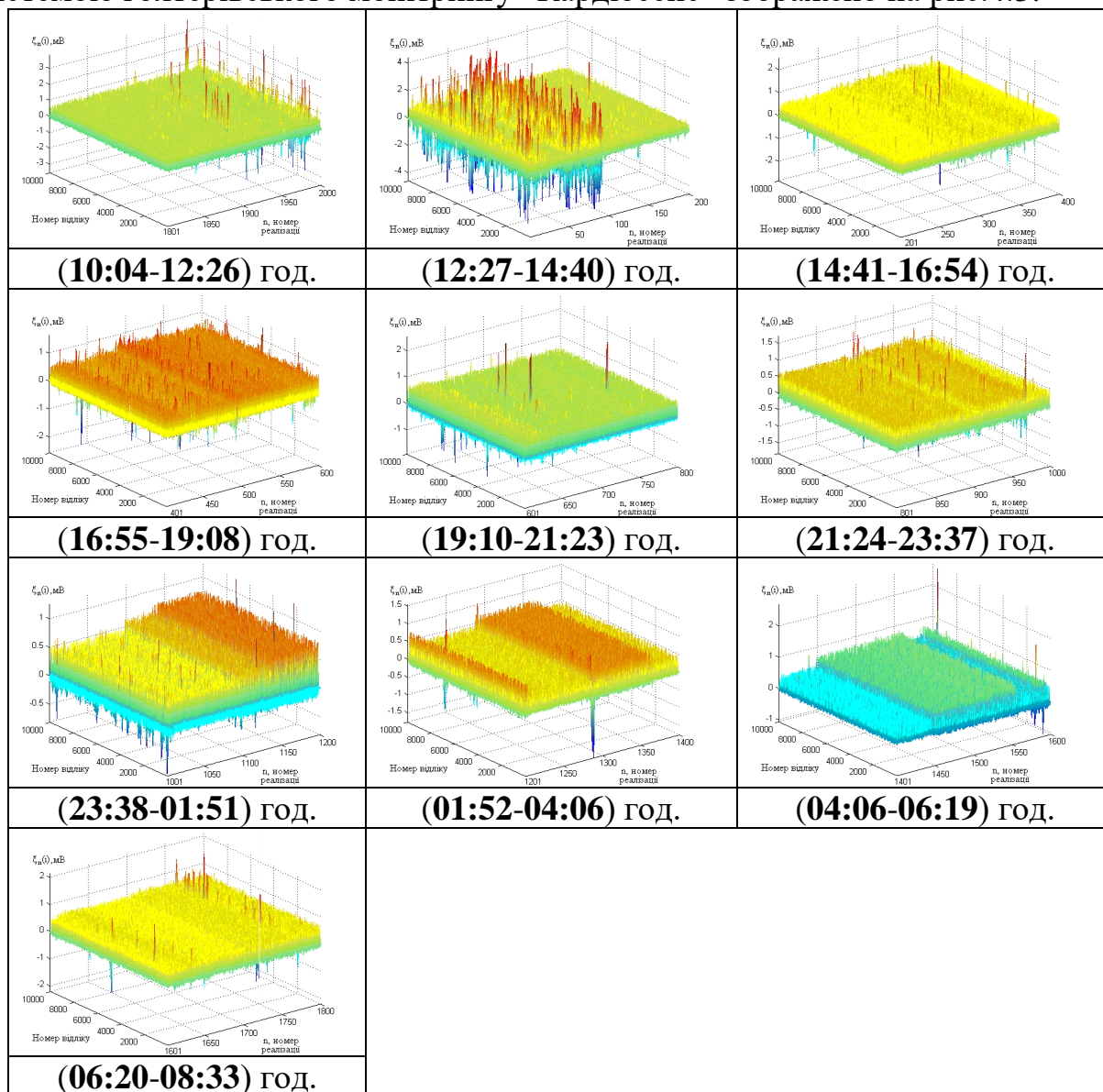


Рис.4.3. Реалізації сформованих вибірок із добового ЕКС (доба 2)

Шляхом візуального аналізу отриманих реалізацій сформованих вибірок із ЕКС зареєстрованого впродовж доби (рис. 4.2-4.3) розробленим методом встановлено, що таке подання добового ЕКС дає змогу відстежити переходи між сегментами ЕКС та визначити їх часові границі з метою синфазного опрацювання.

Із отриманих ансамблів реалізації ЕКС (норма та патологія) зареєстрованого впродовж доби, шляхом візуального аналізу визначено зони, на який виділено окремі вибірки із цих зон (рис 4.4, 4.5).

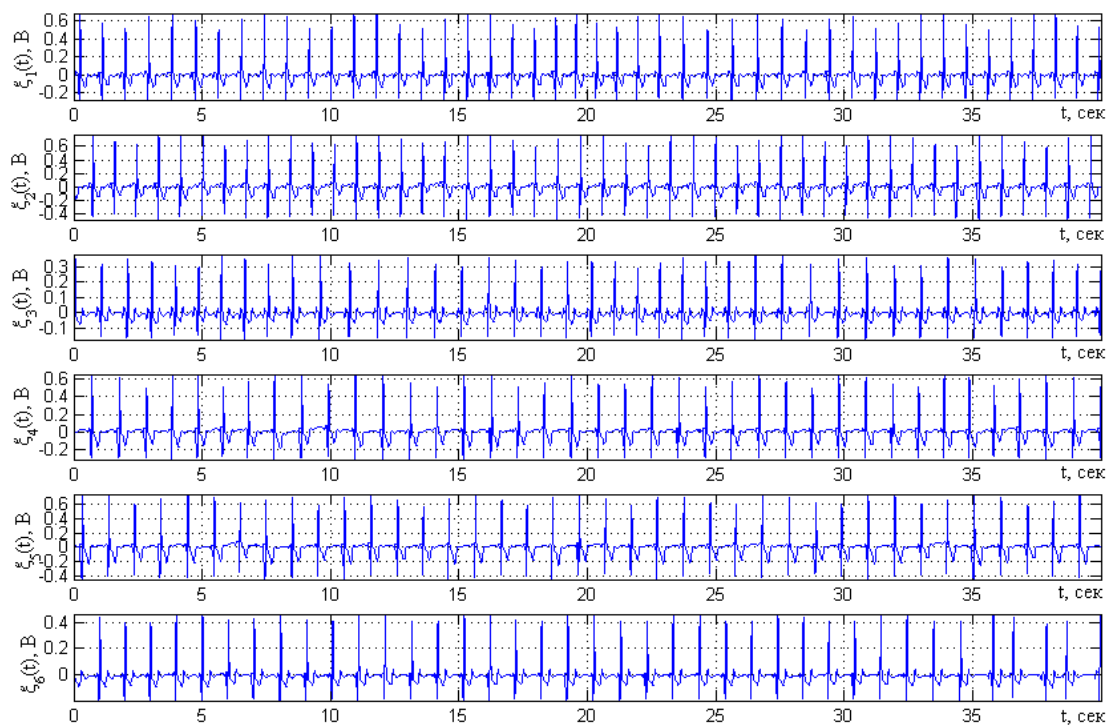


Рис.4.4. Вибірки із ансамблів реалізації добового ЕКС (доба 1)

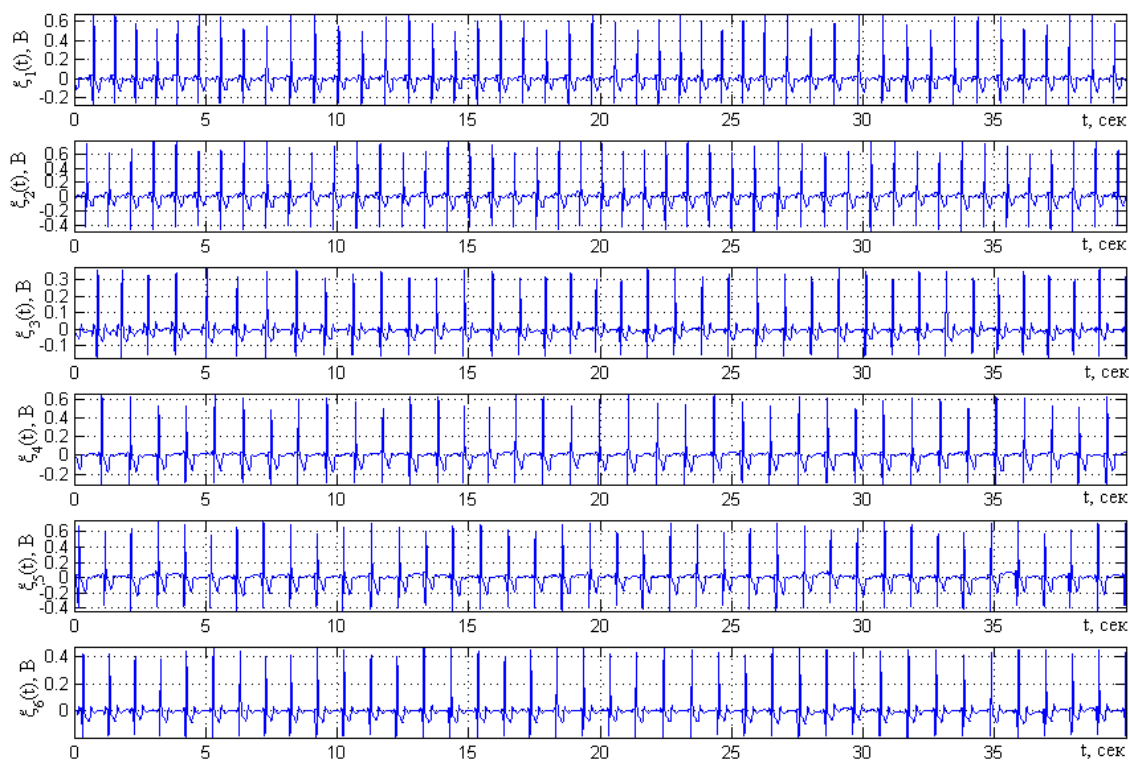


Рис.4.5. Вибірки із ансамблів реалізації добового ЕКС (доба 2)

Використовуючи алгоритм опрацювання ЕКС синфазним метод (3.31), обчислено спектральні компоненти за допомогою програм додатку Г.2, які зображено на рис.4.6-4.7.

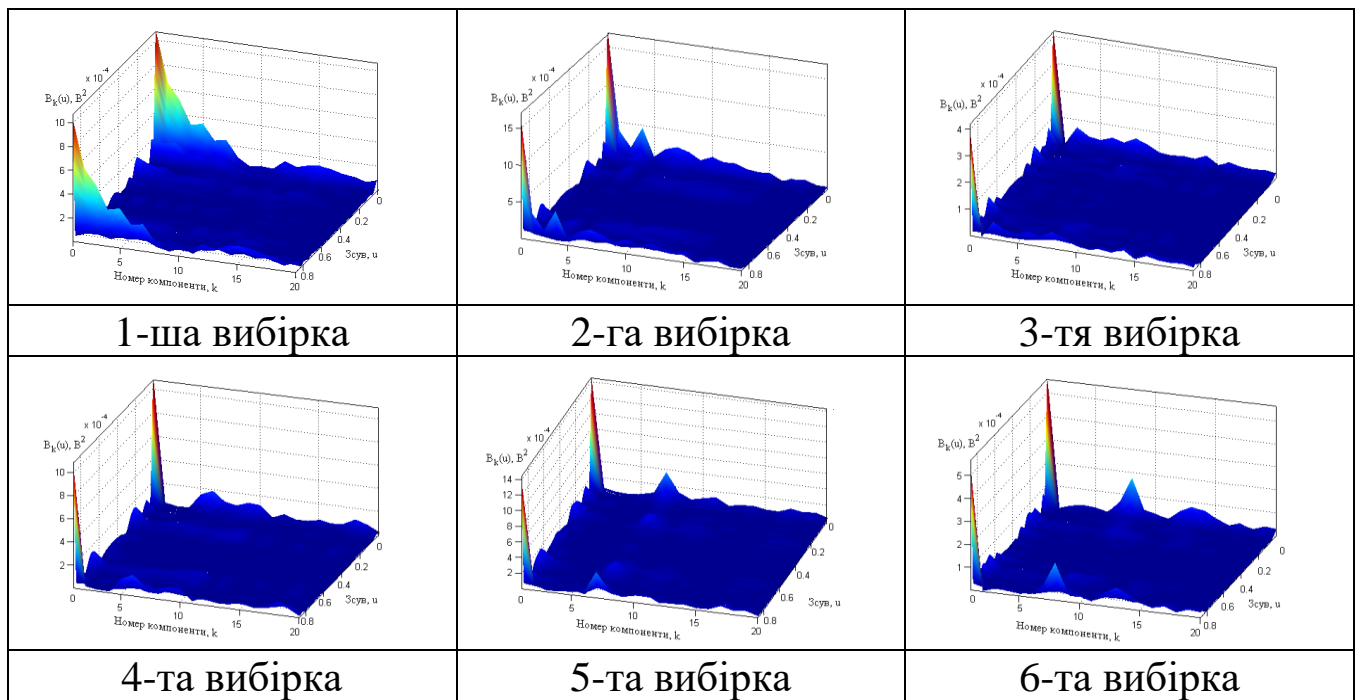


Рис. 4.6. Реалізації спектральних компонент вибірок із сегментів ЕКС (доба 1)

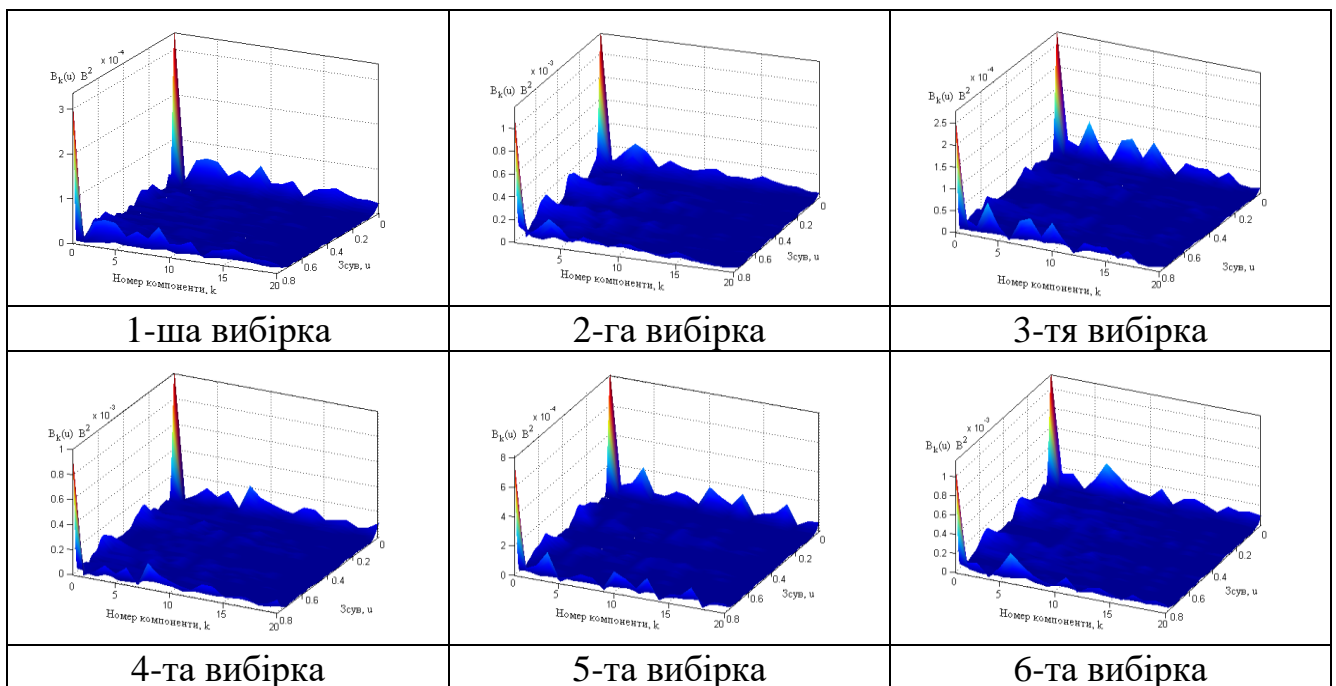


Рис. 4.7. Реалізації спектральних компонент вибірок із сегментів ЕКС (доба 2)

Для оцінювання спектральних компонент вибірок із сегментів ЕКС використано оцінку математичного сподівання:

$$M_k \{ \hat{B}_{kn}(u) \} = \frac{1}{N_k} \sum_{k=1}^{N_k} \hat{B}_{kn}(u), \quad u = \overline{1, N_u}, \quad k = \overline{1, N_k}, \quad (4.1)$$

де k – номер спектральної компоненти, u – зсув, n – номер вибірки, N_u – кількість зсувів, N_k – кількість компонент.

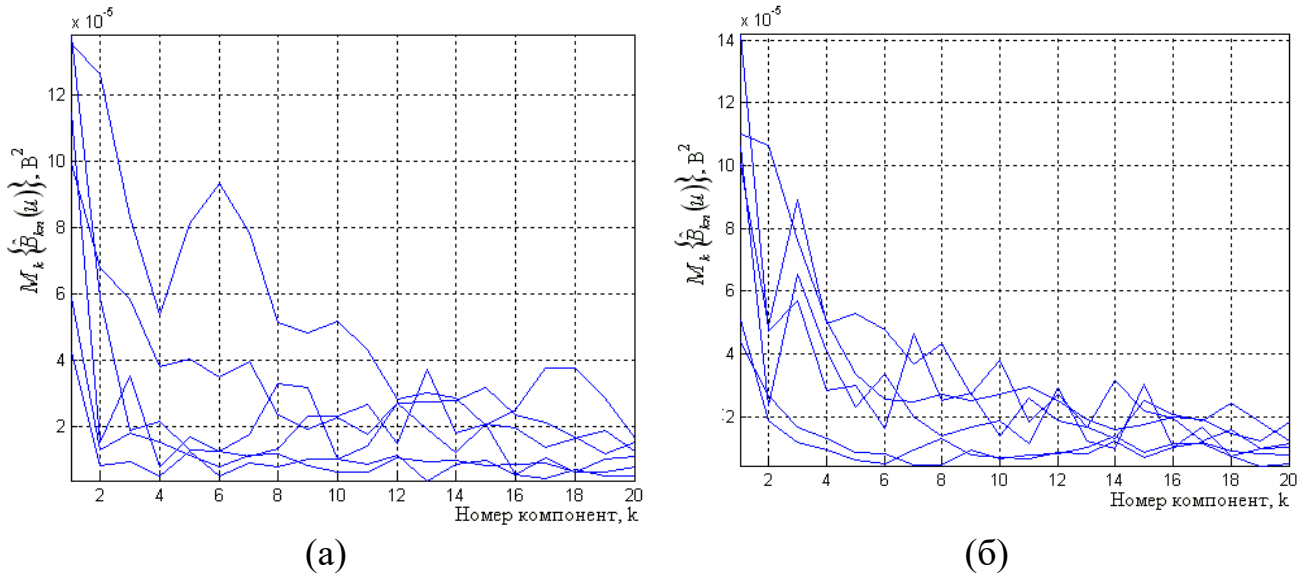


Рис.4.8. Оцінки матсподівання спектральних компонент ЕКС отриманих синфазним методом: а – доба 1; б – доба 2

На рис.4.8 зображено, що характеристики для 1-ої та 2-ої доби є різними, що пов'язано із впливом на організм людини багатьох внутрішніх так і зовнішніх факторів.

Для того, щоб знайти спільну оцінку із реалізації оцінок матсподівання спектральних компонент ЕКС, по якій був би можливий процес оцінювання усього довготривалого ЕКС, використано оцінку математичного сподівання:

$$M_k \{ M_k \{ \hat{B}_{kn}(u) \} \} = \frac{1}{N_k} \sum_{k=1}^{N_k} M_k \{ \hat{B}_{kn}(u) \}, \quad u = \overline{1, N_u}, \quad k = \overline{1, N_k}, \quad (4.2)$$

де N_u – максимальний зсув, N_k – кількість компонент.

Реалізації оцінок математичних сподівання для математичних сподівань спектральних компонент ЕКС зображено на рис.4.9.

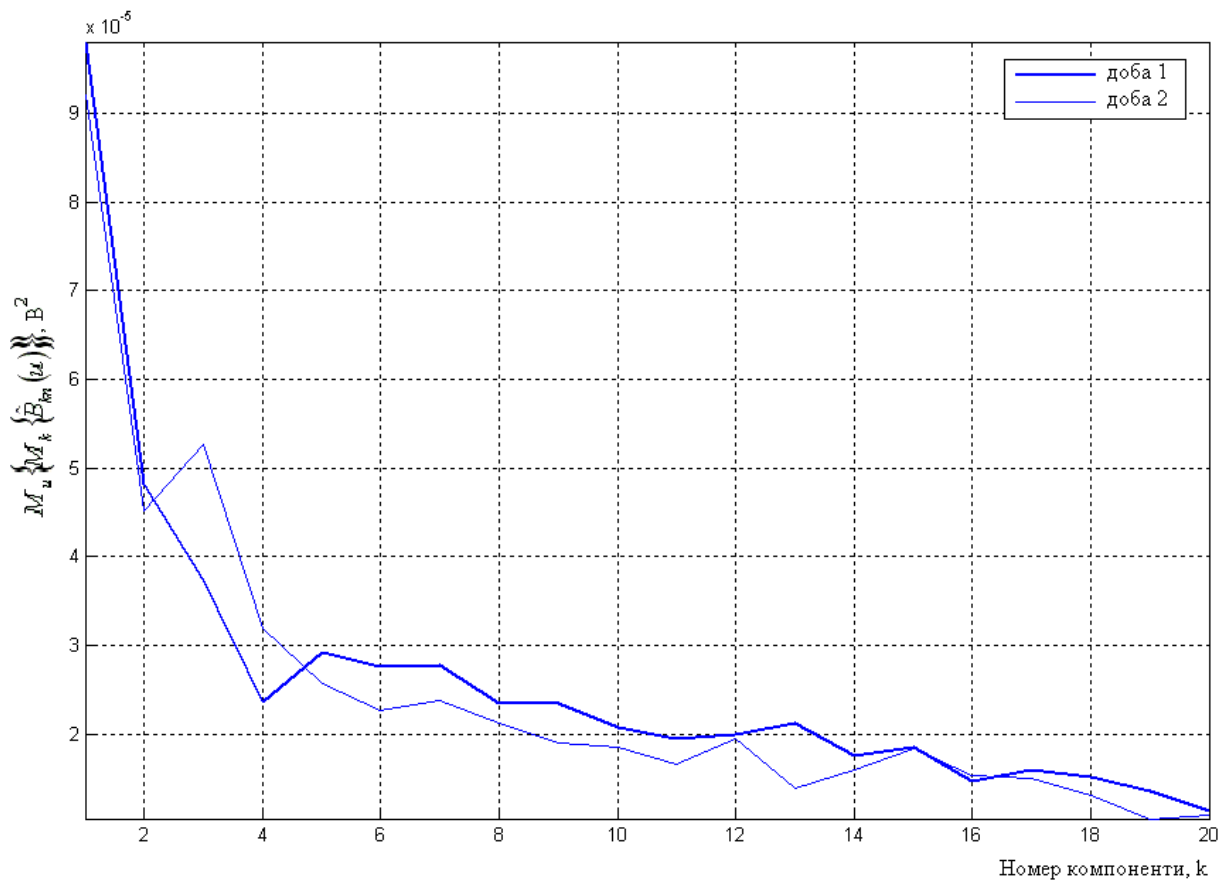


Рис. 4.9. Оцінки математичного сподівання $M_k \{\hat{B}_{kn}(u)\}$

На рис. 4.9 видно, що значення максимумів оцінок математичного сподівання усереднених спектральних компонент ЕКС для 1-ої та 2-ої доби зосереджені на одних і тих самих частотах, проте амплітудні значення оцінок різняться між собою. Тому оцінки математичного сподівання є чутливо-кількісними показниками при розрізненні різних станів серцево-судинної системи (норма чи патологія).

4.3. Оцінювання достовірності результатів опрацювання електрокардіосигналу

Усередненні спектральні компоненти $M_u \{M_k \{\hat{B}_{kn}(u)\}\}$ характеризують зміну добову ЕКС, а саме його фазово-часові відхилення, що є важливим для задач виявлення ранніх змін у функціонуванні серцево-судинної системи. Якщо ці оцінки незмінні то можна стверджувати, що ЕКС на кожному періоді часу є незмінним на кожному n -му сегменті, тобто функції густини розподілу ЕКС є незмінними, що свідчить про наявність стаціонарності, а будь-яка відміна від нуля свідчить про наявність нестаціонарності. Тому достовірність прийнятого рішення при розпізнаванні типу ЕКС (норма чи патологія) по отриманих усереднених оцінках зведено до визначення класу оцінок ЕКС (стаціонарні чи нестаціонарні).

Припущено, що досліджуваний ЕКС на кожному n -му сегменті є адитивною сумішшю:

$$\zeta_n(t) = \zeta_n^0(t) + m_{\zeta_n}(t), \quad t \in R \quad (4.3)$$

де $\zeta_n(t)$ – стаціонарний випадковий процес (центрований випадковий процес з нульовим математичним сподіванням), $\hat{m}_{\zeta_n}(t)$ – періодична детермінована складова (в даному випадку, математичне сподівання випадкового процесу $\zeta_n(t)$).

Використовуючи ідеологію Тихонова В.І. [95], вираз (4.2) записано у вигляді:

$$\zeta_n(t) = \zeta_n^0(t) + A \cdot m_{\zeta_n}(t), \quad t \in R \quad (4.4)$$

де A – невідомий параметр.

Невідомий параметр A може приймати тільки одне з двох значень: $A=0$ (ЕКС є стаціонарним) і $A=1$ (ЕКС є нестаціонарним). Тому задача визначення класу ЕКС є частковим випадком загальної задачі статистичної перевірки гіпотез. Розглянуто дві гіпотези H_0 і H_1 :

$$H_0 : \zeta_n(t) = \zeta_n^0(t) \quad - \text{оцінки ЕКС стаціонарні};$$

$$H_1 : \zeta_n(t) = \zeta_n^0(t) + m_{\zeta_n}(t) \quad - \text{оцінки ЕКС нестаціонарні}.$$

Функцію правдоподібності стаціонарного ЕКС (гіпотеза H_0) для інтервалу спостереження тривалістю T подано у вигляді:

$$F(\zeta_n | H_0) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \right)^N \exp \left(- \frac{1}{\sigma^2} \int_0^T \zeta_n^2(t) dt \right), \quad (4.5)$$

де σ – середньоквадратичне відхилення, $\sigma = N_0$; N_0 – спектральна густина потужності.

Тоді функція правдоподібності нестаціонарного ЕКС (гіпотеза H_1) для інтервалу спостереження тривалістю T_n :

$$F(\zeta_n | H_1) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \right)^N \exp \left(- \frac{1}{\sigma^2} \int_0^{T_n} (\xi(t) - m_{\xi}(t))^2 dt \right), \quad (4.6)$$

Використовуючи баєсівську концепцію, отримано відношення правдоподібностей (4.4) і (4.5):

$$\Lambda_n = \frac{F(\zeta_n|H_1)}{F(\zeta_n|H_0)} = \exp \left\{ \frac{2}{\sigma_n^2} \int_0^{T_n} \zeta_n(t) m_{\zeta_n}(t) dt - \frac{1}{\sigma_n^2} \int_0^{T_n} m_{\zeta_n}^2(t) dt \right\} \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} \begin{matrix} H_1 \\ H_0 \end{matrix} \Lambda_{0n}, \quad (4.7)$$

де Λ_{0n} – деяке порогове значення.

Логарифмуючи ліву і праву частини нерівності (4.7), а також враховуючи монотонність і зростаючий характер логарифмічної функції, з (4.7) отримано:

$$q_n = \frac{2}{\sigma_n^2} \int_0^{T_n} \zeta_n(t) m_{\zeta_n}(t) dt - \frac{1}{\sigma_n^2} \int_0^{T_n} m_{\zeta_n}^2(t) dt \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} \begin{matrix} H_0 \\ H_1 \end{matrix} \ln(\Lambda_{0n}), \quad (4.8)$$

Для того, щоб визначити клас ЕКС $\zeta_n(t)$, необхідно задатися попередніми (апріорними) відомостями, наприклад енергією, оскільки без них неможливо розрізнити ЕКС від будь-якого іншого сигналу, що унеможлиблює процес визначення. Задамося енергіями-еталонами періодичних детермінованих складових m_{ζ_n} для умовної норми і патології ЕКС, які обчислимо за виразом:

$$E_n = \int_0^{T_n} |m_{\zeta_n}(t)|^2 dt = \text{const}. \quad (4.9)$$

Підставивши вираз (4.9) в (4.8) і, виконавши певні перетворення, отримано:

$$q_n = \frac{2}{\sigma_n^2} \int_0^{T_n} \zeta_n(t) m_{\zeta_n}(t) dt \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} \begin{matrix} H_0 \\ H_1 \end{matrix} \frac{E_n}{\sigma_n^2} + \ln(\Lambda_{0n}) = U_n. \quad (4.10)$$

де U_n – абсолютний поріг.

При $q_n > U_n$ приймається рішення про нестационарність оцінок ЕКС, а при $q_n < U_{0n}$ констатується стаціонарність оцінок ЕКС.

Якщо ЕКС є нестационарним, тобто ЕКС є сумішшю стаціонарного випадкового процесу $\zeta_n(t)$ і періодичної детермінованої складової $m_{\zeta_n}(t)$ (гіпотеза H_1), то випадкова величина q_n рівна:

$$q_n(\zeta_n/H_1) = \frac{2}{\sigma_n^2} \int_0^{T_n} \left(\zeta_n(t) + m_{\zeta_n}(t) \right) m_{\zeta_n}(t) dt, \quad (4.11)$$

і буде мати нормальну густину імовірності $p(q_n/H_1)$ з математичним сподіванням та дисперсією:

$$m(\zeta_n/H_1) = M\{q_n(\zeta_n/H_1)\} = \frac{2E_n}{\sigma_n^2},$$

$$D(\zeta_n/H_1) = M\{(q_n(\zeta_n/H_1) - m(\zeta_n/H_1))^2\} = \frac{2E_n}{\sigma_n^2} \quad (4.12)$$

Якщо оцінки ЕКС стаціонарні, тобто в суміші (4.11) відсутня детермінована складова (гіпотеза H_0), то випадкова величина q_n дорівнює:

$$q_n(\zeta_n/H_0) = \frac{2}{\sigma_n^2} \int_0^{T_n} \zeta_n(t) m_{\zeta_n}(t) dt, \quad (4.13)$$

і має нормальну густину імовірності $p(q_n/H_0)$ з математичним сподіванням і дисперсією:

$$m(\zeta_n/H_0) = M\{q_n(\zeta_n/H_0)\} = 0, \quad D(\zeta_n/H_0) = M\{q^2(\zeta_n/H_0)\} = \frac{2E}{\sigma^2}. \quad (4.14)$$

Густини ймовірностей $p(q_n/H_0)$ та $p(q_n/H_1)$ зображені на рис. 4.9.

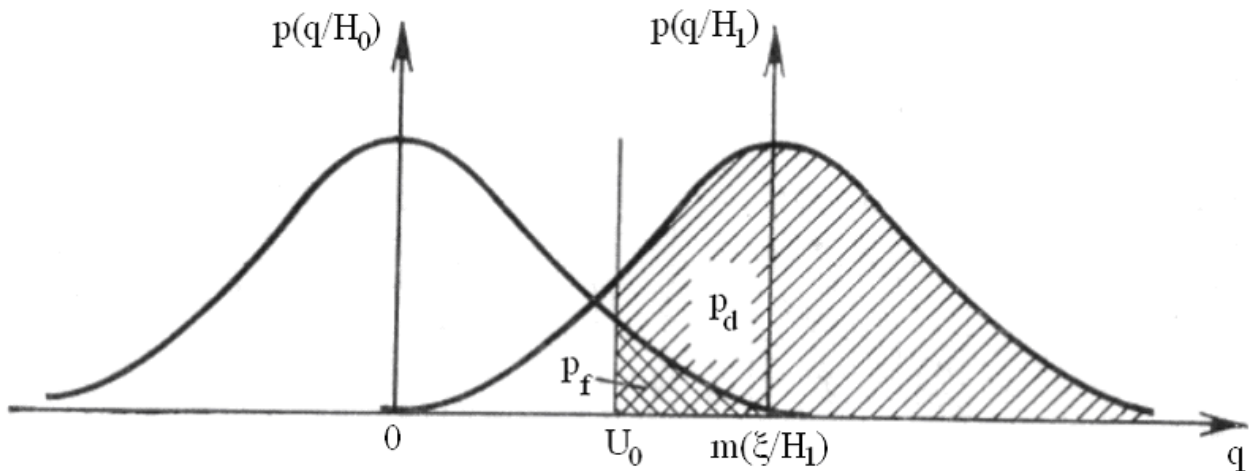


Рис. 4.9. Нормальні густини розподілу ймовірності $p(q_n/H_1)$ і $p(q_n/H_0)$ стаціонарного та нестаціонарного ЕКС

Вибір рішення про стаціонарність або нестаціонарність завжди супроводжується помилками двох видів: 1) оцінки ЕКС нестаціонарні, але приймається неправильне рішення про стаціонарність (помилка 1-го роду); 2) оцінки ЕКС стаціонарні, але приймається помилкове рішення про нестаціонарність (помилка 2-го роду).

Помилка 1-го роду (ймовірність хибної тривоги) обчислюється згідно виразу:

$$p_f = \int_{U_0}^{\infty} p(q_n | H_0) dq = 1 - \Phi\left(\frac{U_{0n} - m(\zeta_n/H_0)}{\sqrt{D(\zeta_n/H_0)}}\right), \quad (4.15)$$

де $p(q_n | H_0)$ – умовна густина ймовірності розподілу величини q_n при стаціонарності ЕКС;

$$\Phi - \text{інтеграл нормального розподілу, } \Phi(x) = \text{erf}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt.$$

Тоді ймовірність правильного рішення (вибір гіпотези H_1) обчислюється:

$$p_{d_n} = \int_{U_0}^{\infty} p(q_n | H_1) dq = 1 - \Phi\left(\frac{U_{0n} - m(\zeta_n/H_1)}{\sqrt{D(\zeta_n/H_1)}}\right), \quad (4.16)$$

де $p(q_n | H_0)$ – умовна густина імовірності розподілу величини q_n при нестационарності ЕКС.

Підставивши вирази (4.14) в (4.15), а (4.12) в (4.16) отримано вирази для числення p_{f_n} та p_{d_n} :

$$p_f = 1 - \Phi\left(\frac{U_{0n}}{\sqrt{2E_n/\sigma_n^2}}\right), \quad (4.17)$$

$$p_{d_n} = 1 - \Phi\left(\frac{U_0}{\sqrt{2E/\sigma^2}} - \sqrt{2E/\sigma^2}\right). \quad (4.18)$$

Оскільки хибне рішення може призвести до небажаних і важких наслідків (зокрема, неправильне лікування серцево-судинної системи, яке призначається на основі діагнозу), тому розглянуто тільки такі рішення, для яких при заданому значенні ймовірності помилки p_f ймовірність правильного рішення p_{d_n} (достовірність) максимальна, – критерій Неймана-Пірсона.

З виразу (4.18) при заданій мінімальній ймовірності p_f отримано вираз для обчислення значення абсолютного порогу U_{0n} :

$$U_{0n} = \sqrt{D(\zeta_n/H_0)}\Phi^{-1}(1 - p_f) + m(\zeta_n/H_0) = \sqrt{\frac{2E_n}{\sigma_n^2}}\Phi^{-1}(1 - p_f). \quad (4.19)$$

Підставивши вираз (4.19) в (4.18) і враховуючи непарність функції $\Phi(x)$, отримано вираз для ймовірності правильного рішення (достовірність):

$$p_{d_n} = \frac{1}{2} \left(1 + \Phi \left(\sqrt{\frac{2E_n}{\sigma_n^2}} - \Phi^{-1}(1 - p_f) \right) \right). \quad (4.20)$$

Враховуючи структуру спектральних компонент ЕКС як кускового періодично корельованого випадкового процесу, достовірність оцінок числимо згідно виразу:

$$p_{d_n} = 1 - \Phi \left(\frac{\sqrt{D(\zeta_n/H_0)}\Phi^{-1}(1 - p_f) + m(\zeta_n/H_0) - m(\zeta_n/H_1)}{\sqrt{D(\zeta_n/H_1)}} \right), \quad (4.21)$$

де $m(\zeta_n/H_0), D(\zeta_n/H_0)$ – математичне сподівання і дисперсія спектральної густини потужності стаціонарної вибірки ЕКС в межах n -го сегменту,

$m(\zeta_n/H_1) = \frac{1}{N_u N_k} \sum_u \sum_k B_{kn}(u)$ – математичне сподівання та

$D(\zeta_n/H_1) = \left(\sum_u \sum_k (B_{kn}(u) - m(\zeta_n/H_1))^2 \right) / ((N_u - 1)(N_k - 1))$ – дисперсія

спектральних компонент нестационарної вибірки ЕКС в межах n -го сегменту як ПКВП.

Згідно одержаного виразу (4.21) здійснено комп'ютерне оцінювання достовірності спектральних компонент ЕКС зареєстрованих впродовж доби в середовищі Matlab за допомогою програми додатку Г.3.

Результати обчислених миттєвих значень достовірностей p_d спектральних компонент ЕКС при заданих ймовірностях помилки $p_f = (0.001, 0.01, 0.1)$, які наведено в табл. 4.1, вказують на те, що оцінки спектральних компонент ЕКС (рис.4.8) є інваріантно-інформативними ознаками, за допомогою яких можна з високою достовірністю (0,9679-0,9884) оцінити стан серцево-судинної системи (норма чи патологія).

Таблиця 4.1. Миттєві значення достовірностей p_{d_n} спектральних компонент ЕКС

Помилка Номер вибірки	$p_f=0.1$	$p_f=0.01$	$p_f=0.001$
Вибірка 1	0.9881	0.9876	0.9812
Вибірка 2	0.9884	0.9865	0.9826
Вибірка 3	0.9852	0.9832	0.9789
Вибірка 4	0.9867	0.9857	0.9815
Вибірка 5	0.9833	0.9841	0.9792
Вибірка 6	0.9854	0.9812	0.9679

Середню достовірність оцінювання спектральних компонент ЕКС обчислено згідно виразу:

$$p_d = \frac{1}{N_p} \sum_{k=1}^{N_p} p_{d_n}, \quad (4.22)$$

де p_{d_n} – значення достовірності вибірки n -ого сегменту добового ЕКС; N_p – кількість вибірок, $N_p = 6$.

Результати обчислених миттєвих середніх значень достовірностей p_d , які наведено у табл.4.2, обчислених згідно виразу (4.20) вказують на те, що оцінки спектральних компонент ЕКС є інформативно-достовірними ознаками, за допомогою яких можна з високою достовірністю оцінити функціональний стан серцево-судинної системи впродовж довгого інтервалу часу.

Таблиця 4.2. Середні значення достовірностей p_d компонент ЕКС (норма)

Помилка Середня достовірність	$p_f=0.1$	$p_f=0.01$	$p_f=0.001$
p_d	0.9861	0.9847	0.9785

З табл. 4.2 видно, що при різних значеннях ймовірностей помилки $p_f = 0.1, 0.01, 0.001$ достовірність оцінок спектральних компонент є високою p_d , а саме для пацієнтів із нормою (від 0,9785 до 0,9861).

Отже, отримані результати (табл.4.2) дають змогу зробити висновок про те, що отримані усередненні оцінки спектральних компонент ЕКС є інваріантно-інформативними ознаками за допомогою яких можна з високою достовірністю (0,9785 -0,9861) оцінити стан серцево-судинної системи, зокрема її серце (норма чи патологія).

4.4. Комп'ютерна імітаційна модель електрокардіосигналу на основі кусково періодично корельованого випадкового процесу.

Моделювання ЕКС є актуальною науково-технічною задачею, розв'язання якої дає змогу зменшити економічні, часові та технічні витрати на проведення експериментів. Створена імітаційної моделі ЕКС використана для потреб тестування розроблених алгоритмів їх статистичного опрацювання.

Ефективність моделюючих алгоритмів суттєво залежить від математичної моделі ЕКС. В монографії побудована математична модель ЕКС у вигляді кусково періодично корельованого випадкового процесу. Розроблена математична модель належить до конструктивних моделей, однією з задекларованих переваг якої є можливість проводити комп'ютерне імітаційне моделювання досліджуваного сигналу (рис. 4.10).

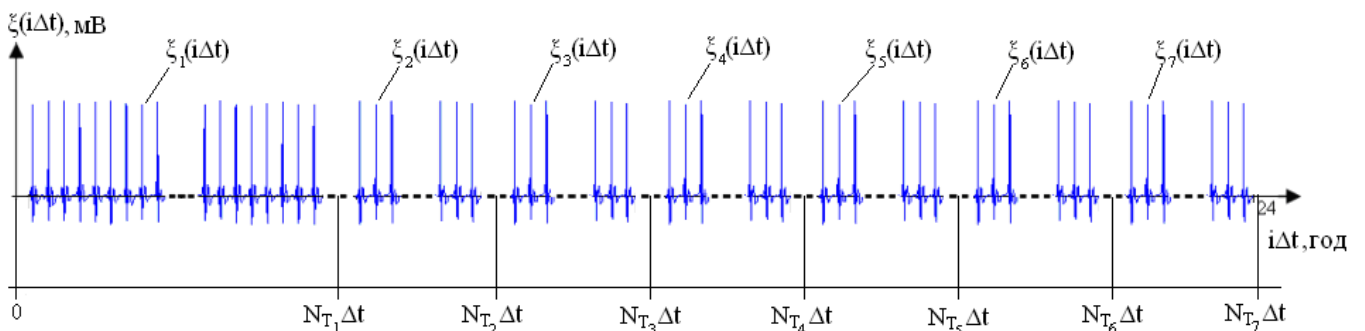


Рис. 4.10. Умовний поділ довготривалого ЕКС на часові інтервали із дискретним часом

Комп'ютерна імітаційна модель ЕКС зареєстрованого впродовж доби у вигляді кусково періодично корельованої випадкової послідовності:

$$\xi(i\Delta t) = \sum_{n \in \mathbb{Z}} \chi_{D_n}(i\Delta t) \cdot \xi_n(i\Delta t), \quad (4.23)$$

де $\chi_{D_n}(i\Delta t) = \begin{cases} 1, & \text{якщо } i\Delta t \in D_n \\ 0, & \text{якщо } i\Delta t \notin D_n \end{cases}$ – індикаторна функція, $D_n = [N_{T_n}, N_{T_{n+1}})$ – тривалість n -ого сегменту;

$\xi_n(t)$ – періодично корельована випадкова послідовність в межах n -ого ссегменту:

$$\xi_n(i\Delta t) = \sum_{k \in \mathbb{Z}} \chi_{D_{kn}}(i\Delta t) \cdot \xi_{\text{непериодична}}(i\Delta t + kN_T\Delta t + N_{T_n}), \quad k, n \in \overline{1, N}, \quad (4.24)$$

де $D_{kn} = [kN_T\Delta t + N_{T_n}, (k+1)N_T\Delta t + N_{T_n})$ – часовий діапазон тривалості k -го періоду ЕКС та n -ого сегменту;

$$\chi_{D_{kn}}(i\Delta t) = \begin{cases} 1, & \text{якщо } i\Delta t \in D_{kn} \\ 0, & \text{якщо } i\Delta t \notin D_{kn} \end{cases} \text{ – індикаторна функція;}$$

k – номер періоду;

n – номер сегменту;

Δt – крок дискретизації ЕКС;

i – номер відліку;

N_T – кількість точок, які належать в межах одного періоду ЕКС,

$$N_T = \frac{T}{\Delta t};$$

$\xi_{\text{період}_{nk}}$ – k -та випадкова послідовність в межах одного періоду та n -ому сегменті.

Імітаційну модель ЕКС на одному періоді T побудовано у вигляді синусоїди із експонентційним зниканням на характерних часових рівнях (рис.4.11).

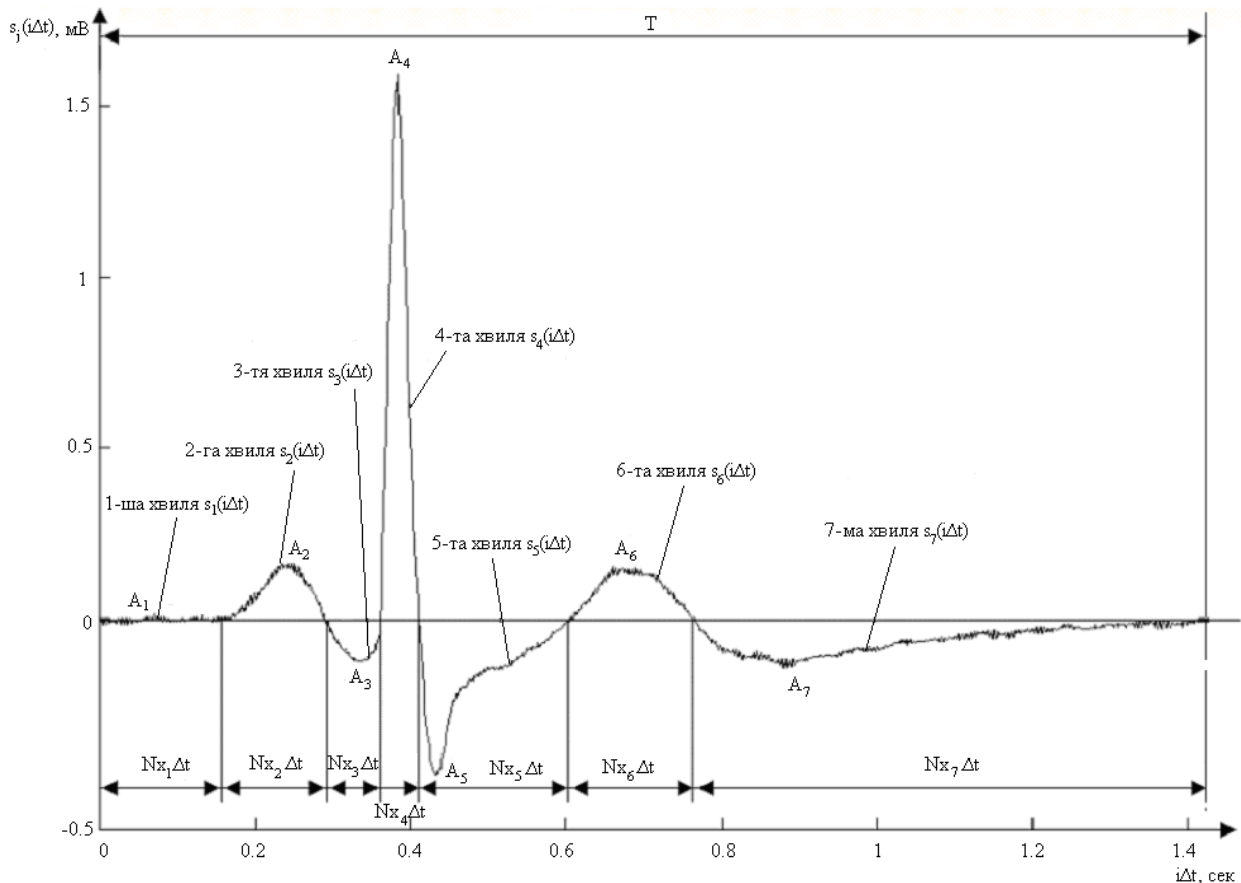


Рис. 4.11. Електрокардіосигнал та його основні параметри ($M = 7$)

При цьому враховуються медичні діагностичні параметри, такі як амплітуди хвиль та їх часові тривалості $N_x \Delta t$

$$s_j(i\Delta t) = A_j \sin(2 \cdot \pi \cdot i \cdot \Delta t \cdot f_j) \cdot e^{-i \cdot \Delta t \cdot K_j} \cdot L_j, \quad i \in [N_{x_{j-1}} \Delta t; N_{x_j} \Delta t], \quad (4.25)$$

де j – номер хвилі, $j=1,2,\dots,M$;

M – кількість хвиль;

Nx_j – значення тривалості періоду j -ої хвилі;

A_j – амплітуда j -ої хвилі;

f_j – частота коливань синусоїди j -ої хвилі (в даному випадку для півперіоду);

K_j – коефіцієнти нахилу j -ої хвилі;

L_j – масштабні коефіцієнти для j -ої хвилі.

В моделі (4.25) амплітуди хвиль A_j і часові їх тривалості $Nx\Delta t$ є сталими величинами, тому внесено в даний вираз випадкову складову:

$$\begin{aligned} \xi_{\text{хвиля}_j}(i\Delta t) &= s_j(i\Delta t + \psi_{T_j}) + \psi_{A_j} = \\ &= (A_j + \psi_{A_j}) \cdot \sin(2 \cdot \pi \cdot (i\Delta t + \psi_{T_j}) \cdot f_j) \cdot e^{-i\Delta t \cdot K_j} \cdot L_j, \quad i \in [Nx_{j-1}\Delta t; Nx_j\Delta t] \end{aligned} \quad (4.26)$$

де $\psi_A = \text{rnd}(M\{A\}, D\{A\})$ – випадкова величина амплітуди хвилі з математичним сподіванням $M\{A\}$ та дисперсією $D\{A\}$, яка є показником відхилення;

$\psi_T = \text{rnd}(M\{T\}, D\{T\})$ – випадкова величина часової тривалості хвилі з математичним сподіванням $M\{T\}$ та дисперсією $D\{T\}$, яка є показником відхилення.

Отримані значення функцій (4.23) для $j = 1, 2, 3, \dots, M$ об'єднаємо в одну функцію:

$$\xi_{\text{період}}(i\Delta t) = \xi_{\text{хвиля}_1}(i_1\Delta t) \cup \xi_{\text{хвиля}_2}(i_2\Delta t) \cup \xi_{\text{хвиля}_3}(i_3\Delta t) \cup \dots \cup \xi_{\text{хвиля}_M}(i_M\Delta t) \quad (4.27)$$

де $j = \overline{1, M}$ – номер хвилі;

$i_1\Delta t \in [0, Nx_1\Delta t)$ – часовий діапазон 1-ої хвилі;

$i_2\Delta t \in [Nx_1\Delta t, Nx_2\Delta t)$ – часовий діапазон 2-ої хвилі;

$i_3\Delta t \in [Nx_2\Delta t, Nx_3\Delta t)$ – часовий діапазон 3-ої хвилі;

$i_M\Delta t \in [Nx_{M-1}\Delta t, Nx_M\Delta t)$ – часовий діапазон M -ої хвилі;

$i\Delta t \in [0, (Nx_1\Delta t + Nx_2\Delta t + Nx_3\Delta t + \dots + Nx_M\Delta t))$ – час тривалості, який дорівнює періоду $T = N_T\Delta t$.

Враховуючи вираз (4.26) і (4.27) отримано:

$$\xi_{\text{період}_k}(i\Delta t) = \sum_{j=1}^M \chi_{D_{jnk}}(i\Delta t) \xi_{\text{хвиля}_{jn}}(i\Delta t), \quad (4.28)$$

де $\chi_{D_{jnk}}(i\Delta t) = \begin{cases} 1, & \text{якщо } i\Delta t \in D_{jnk} \\ 0, & \text{якщо } i\Delta t \notin D_{jnk} \end{cases}$ – індикаторна функція,

$$D_{nkj} = [kNx_{j-1}\Delta t + N_{T_n}, kNx_j\Delta t + N_{T_n}), Nx_0\Delta t = 0.$$

Вираз (4.28) є рівнянням для імітування ЕКС в межах одного періоду $N_T\Delta T$, яке враховує в собі фактор випадковості амплітуд та їх тривалостей, тобто є стаціонарною випадковою послідовністю, яка описує ЕКС в межах одного періоду $N_T\Delta T$.

Підставивши вирази (4.26), (4.27) і (4.28) в (4.23) отримано вираз імітації:

$$\begin{aligned} \xi(i\Delta t) &= \sum_{n=1}^N \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^M \chi_{D_{nkj}}(i\Delta t) \cdot \xi_{\text{хвиля}_{nkj}}(i\Delta t) = \\ &= \sum_{n=1}^N \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^M \chi_{D_{nkj}} \cdot \left((\psi_{A_{nkj}} + A_{nkj}) \cdot \sin\left(\frac{2 \cdot \pi \cdot (i\Delta t + \psi_{T_{nkj}} + kN_{T_{nkj}})}{f_{nkj}}\right) \cdot e^{-i\Delta t \cdot K_{nkj}} \cdot C_{nkj} \right), \end{aligned} \quad (4.29)$$

де N – кількість сегментів ЕКС; K – кількість періодів ЕКС;
 M – кількість хвиль ЕКС за один період; A_{nkj} – амплітуда nkj -ої хвилі;

$\chi_{D_{nkj}}(i\Delta t) = \begin{cases} 1, & \text{якщо } i\Delta t \in D_{nkj} \\ 0, & \text{якщо } i\Delta t \notin D_{nkj} \end{cases}$ – матриця $n \times k \times j$ індикаторних функцій,

$$D_n = \prod_j D_{nkj};$$

f_{nkj} – частоти коливань синусоїд (в даному випадку для півперіоду);

K_{nkj} – коефіцієнти нахилу nkj -ої хвилі; S_{nkj} – масштабні коефіцієнти для nkj -ої хвилі.

$\psi_{A_{nkj}}(M(A_{nkj}), D(A_{nkj}))$ – випадкова величина амплітуди nkj -ої хвилі з математичним сподіванням $M\{A\}$ та дисперсією $D\{A\}$, яка є показником відхилення;

$\psi_{T_{nkj}}(M(Tx_{nkj}), D(Tx_{nkj}))$ – випадкова величина амплітуди nkj -ої хвилі з математичним сподіванням $M\{A\}$ та дисперсією $D\{A\}$, яка є показником відхилення.

Використовуючи алгебру алгоритмів розроблено формулу алгоритму імітаційного моделювання ЕКС на базі моделі (4.29), яка дала змогу розробити програмне забезпечення у середовищі MATLAB для комп'ютерного моделювання реалізації добового ЕКС у стані норми з метою верифікації обґрунтованої математичної моделі (4.30).

$$\begin{array}{l}
(S; N; M; \Psi A(s, k, j), \Psi T(s, k, j), K(s, k, j), C(s, k, j), NT(s, k), f(s, k, j)) \\
; \\
\mathcal{C}(s \leq S) \\
\quad \mathcal{C}(k \leq N) \\
\quad \quad \mathcal{C}(j \leq M) \\
\quad \quad \quad \left\{ \begin{array}{l}
\zeta(i) = \zeta(i) + (A(s, k, j) + \Psi A(s, k, j))^* \quad ; \quad c_{(k \leq N)} ; (j \leq M) - ? \\
\quad * \sin(2 * \pi i * (i + \Psi T(s, k, j) + k * NT(s, k)) / \\
\quad / f(s, k, j)) * \exp(-i * K(s, k, j)) * C(s, k, j) \\
; \\
c_{(j \leq M)} ; \\
; \\
c_{(s \leq S)} \\
; \\
(k \leq N) - ?
\end{array} \right. \\
; \\
\zeta(i) \rightarrow \\
; \\
(s \leq S) - ?
\end{array} \tag{4.30}$$

$$k \in \overbrace{1; 2; 3; \dots; N}, \quad s \in \overbrace{1; 2; 3; \dots; S}, \quad j \in \overbrace{1; 2; 3; \dots; M}, \quad i = \overbrace{1; 2; 3; \dots; N},$$

Розглянемо детально процес моделювання кожної з хвиль реалізації ЕКС (рис.4.11) в межах певної стадії. З врахуванням того, що перша хвиля ЕКС має нульовий рівень амплітуди A_j тому її представлення не є доцільним. Друга хвиля ЕКС має вигляд півперіоду синусоїди із плавним (експоненціальним) наростанням до моменту піку хвилі.

Вираз експонентційної функції подано у вигляді виразу, який складовою компонентною хвиль ЕКС, що забезпечує їх плавність (експоненційність) приросту чи заникання:

$$s_{11}(t) = e^{tK_1}, \tag{4.31}$$

де t – час, K_1 – коефіцієнт наростання експоненти.

Експоненціальна функція (4.31) має вигляд наростаючої кривої (рис.4.12), і в залежності від коефіцієнту K цей нахил змінюється.

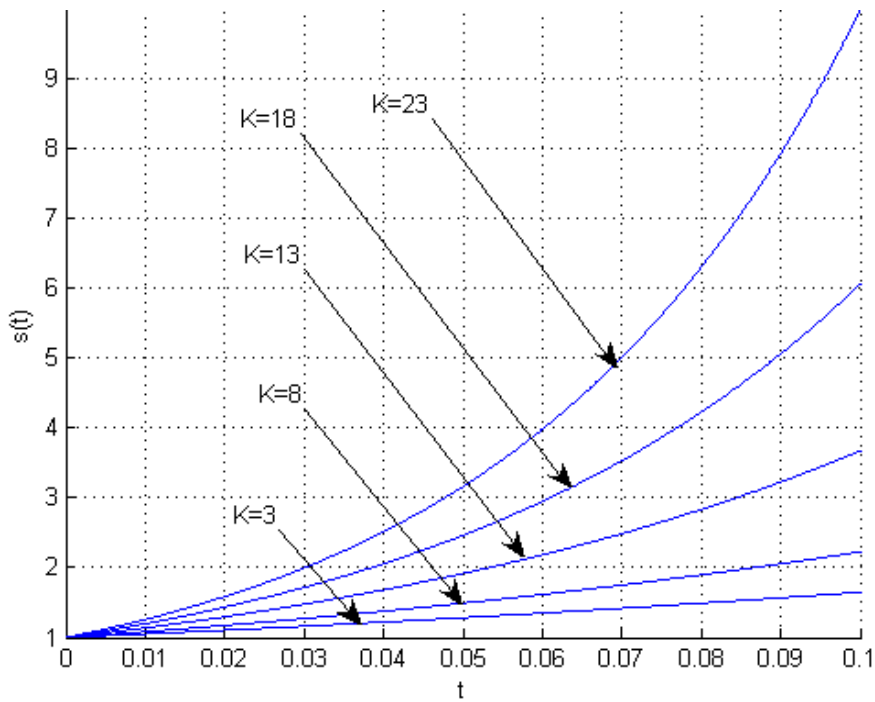


Рис. 4.12. Реалізація експоненціальної функції як складової компоненти ЕКС

Для того, щоб крива (рис. 4.12) мала коливний характер застосовано синусоїдальну функцію в інтервалі часу півперіоду коливання з додатнім показником амплітуди згідно виразу:

$$s_{12}(t) = A_2 \sin(2\pi f_2 t), \quad (4.32)$$

де A_2 – амплітуда, f_2 – частота коливання, t – час.

Загальний вигляд півперіоду синусоїди (вираз 4.32) як повторної складової хвилі ЕКС зображено на рис.4.13.

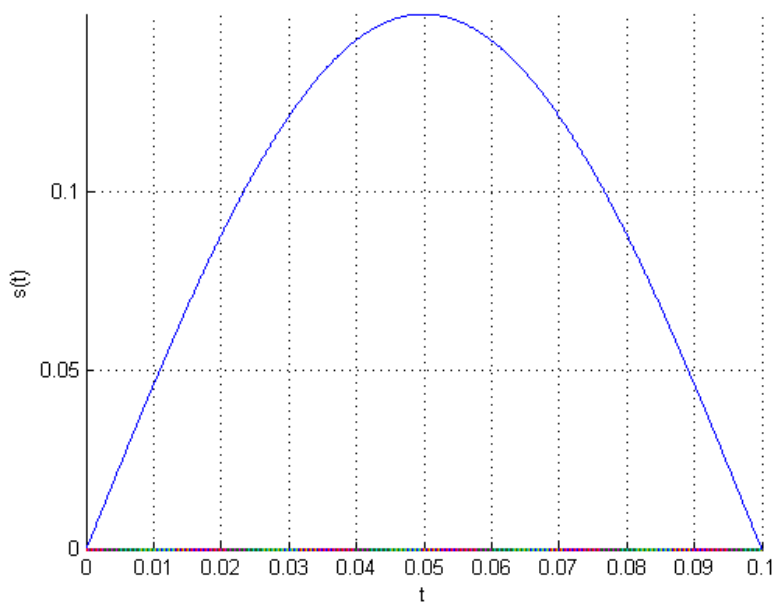


Рис. 4.13. Реалізація синусоїди в інтервалі часу півперіоду коливання як складової компоненти хвилі ЕКС

Для формування коливання з плавністю наростання записано вираз добутку функцій (4.31) і (4.32) у вигляді виразу:

$$s_2(t) = s_{11}(t) \cdot s_{12}(t) = A_2 \sin(2\pi f_2 t) e^{-tK_2}, \quad (4.33)$$

де A_2 – амплітуда 2-ої хвилі, f_2 – частота коливання другої хвилі, t – час, K_2 – коефіцієнт наростання.

Результат моделювання 2-ої хвилі ЕКС згідно виразу (4.33) зображено на рис. 4.14 із різними значеннями коефіцієнтів наростання ($K=3, 8, 13, 18, 23$).

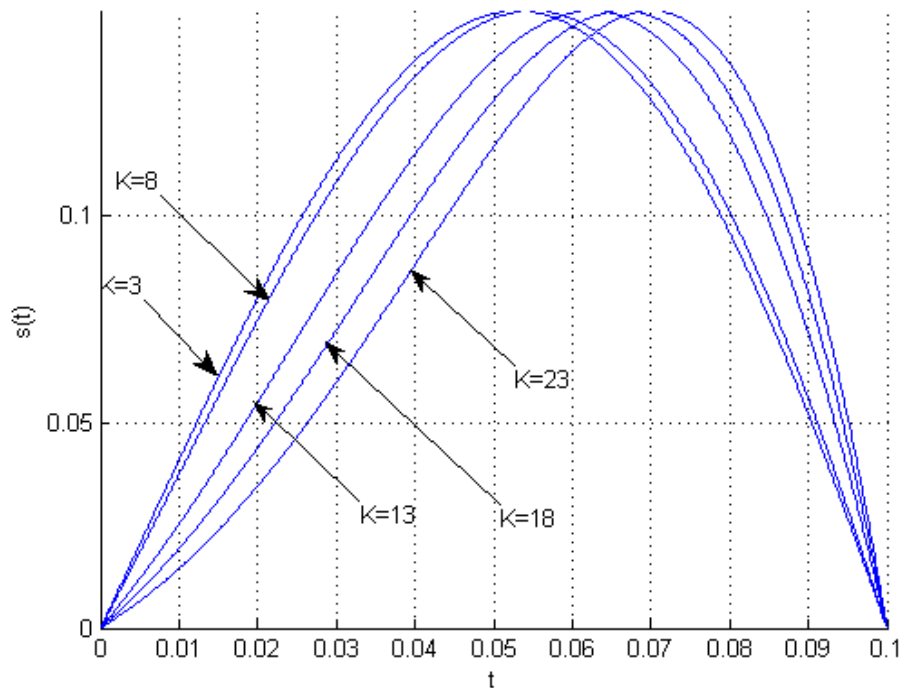


Рис. 4.14. Реалізації модельованих 2-их хвиль ЕКС згідно виразу (4.33)

Третя хвиля ЕКС є подібною до другої хвилі, але із від'ємним показником амплітуди, тому її математичний опис буде аналогічний виразу 4.33 у вигляді виразу:

$$s_3(t) = A_3 \sin(2\pi f_3 t) e^{-tK_3}, \quad (4.34)$$

Результат моделювання третьої хвилі ЕКС згідно виразу 4.34 зображено на рис. 4.15.

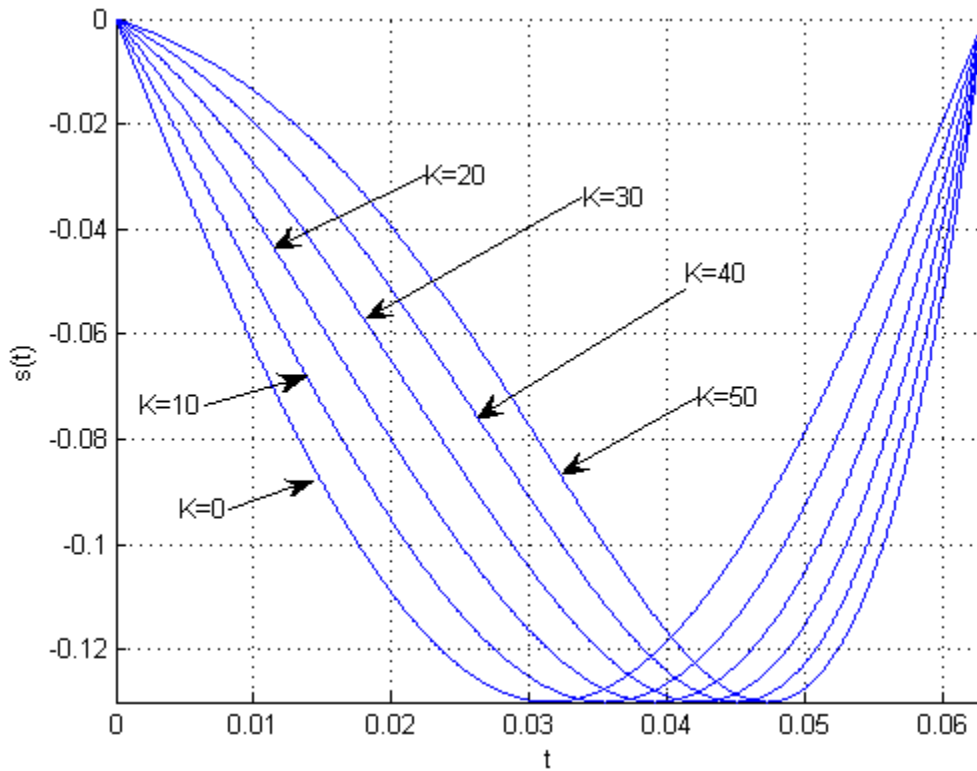


Рис 4.15. Реалізації модельованих 3-їх хвиль ЕКС згідно виразу (4.34)

Четверта хвиля ЕКС аналогічна 2-ій хвилі і представляє собою синусоїдальне коливання півперіоду з експоненціальним зниканням в кінці інтервалу часу його існування у вигляді виразу:

$$s_4(t) = A_4 \sin(2\pi f_4 t) e^{-tK_4}, \quad (4.35)$$

де A_4 – амплітуда 4-ої хвилі,
 f_4 – частота коливання 4-ої хвилі,
 K_4 – коефіцієнт наростання.

Результат моделювання четвертої хвилі ЕКС згідно виразу (4.35) зображено на рис. 4.16 при різних значеннях коефіцієнтів нахилу K .

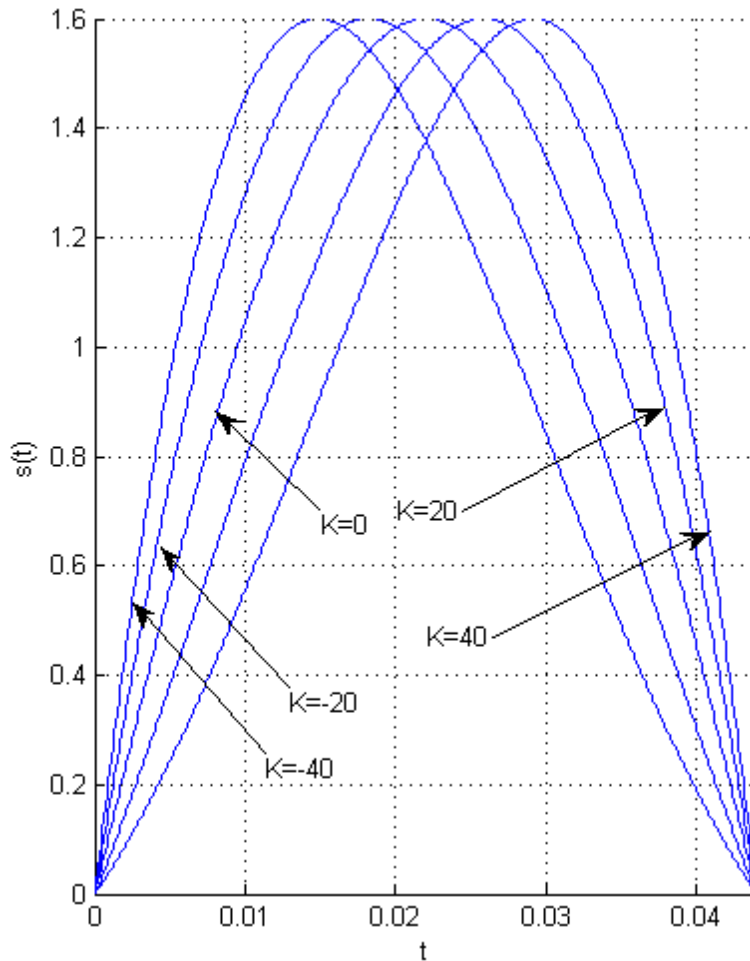


Рис. 4.16. Реалізації модельованих 4-их хвиль ЕКС згідно виразу (4.35)

Пята, шоста та сьома хвилі ЕКС описуються виразами:

$$s_5(t) = A_5 \sin\left(\frac{2\pi t}{f_5}\right) e^{-tK_5}, \quad (4.36)$$

$$s_6(t) = A_6 \sin\left(\frac{2\pi t}{f_6}\right) e^{-tK_6}, \quad (4.37)$$

$$s_7(t) = A_7 \sin\left(\frac{2\pi t}{f_7}\right) e^{-tK_7}, \quad (4.38)$$

Результати моделювання 5-ої, 6-ої та 7-ої хвиль ЕКС зображено на рис.4.17-4.19.

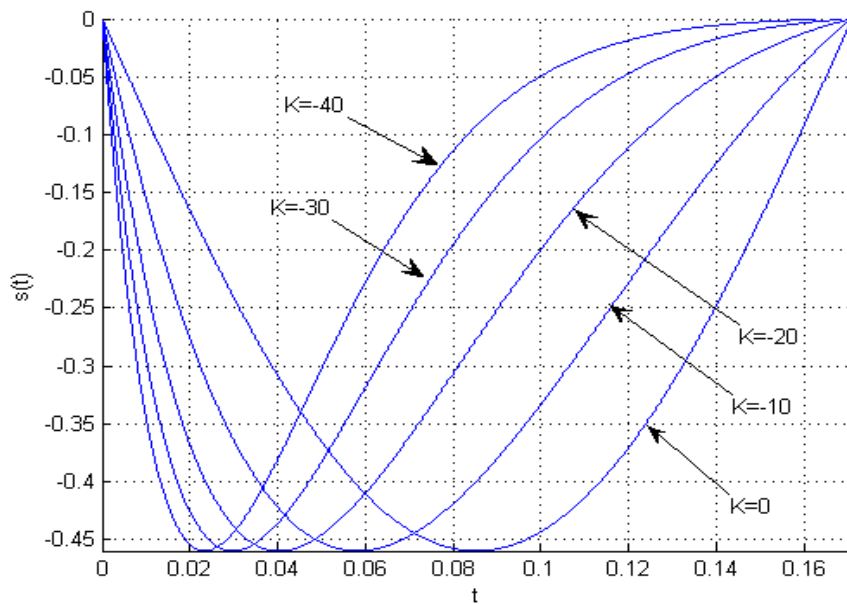


Рис. 4.17. Реалізації модельованих 5-их хвиль ЕКС згідно виразу (4.36)

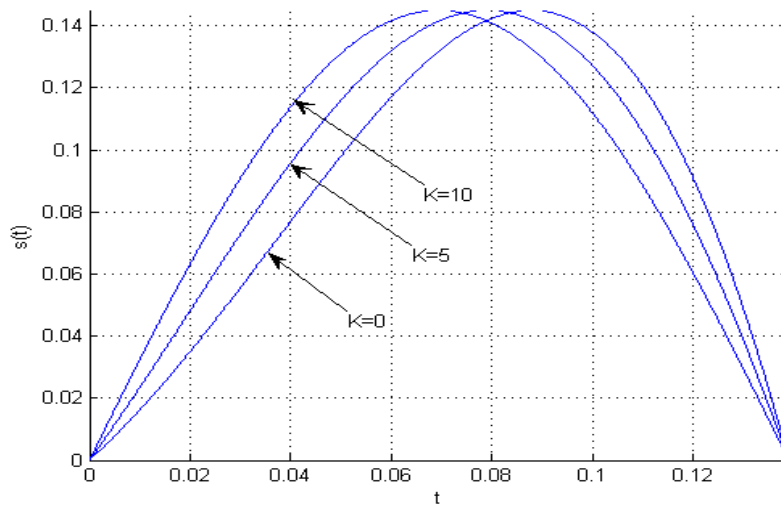


Рис. 4.18. Реалізації модельованих 6-их хвиль ЕКС згідно виразу (4.37)

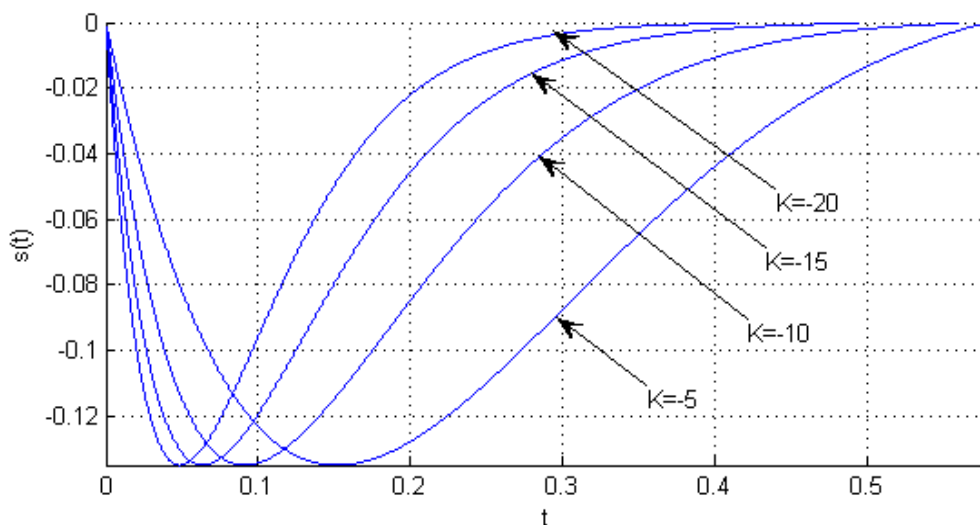


Рис. 4.19. Реалізації модельованих 7-их хвиль ЕКС згідно виразу (4.38)

Об'єднавши сім функцій ЕКС (вирази 4.33-4.38) в одну, згідно алгоритму імітаційного моделювання та виразу (4.28), із врахуванням випадковості амплітуд та тривалостей їх, отримано ЕКС в межах одного періоду T (рис. 4.20), з коефіцієнтами нахилу: $K_1=0$, $K_2=8$, $K_3=20$, $K_4=-15$, $K_5=-40$, $K_6=0$, $K_7=-10$.

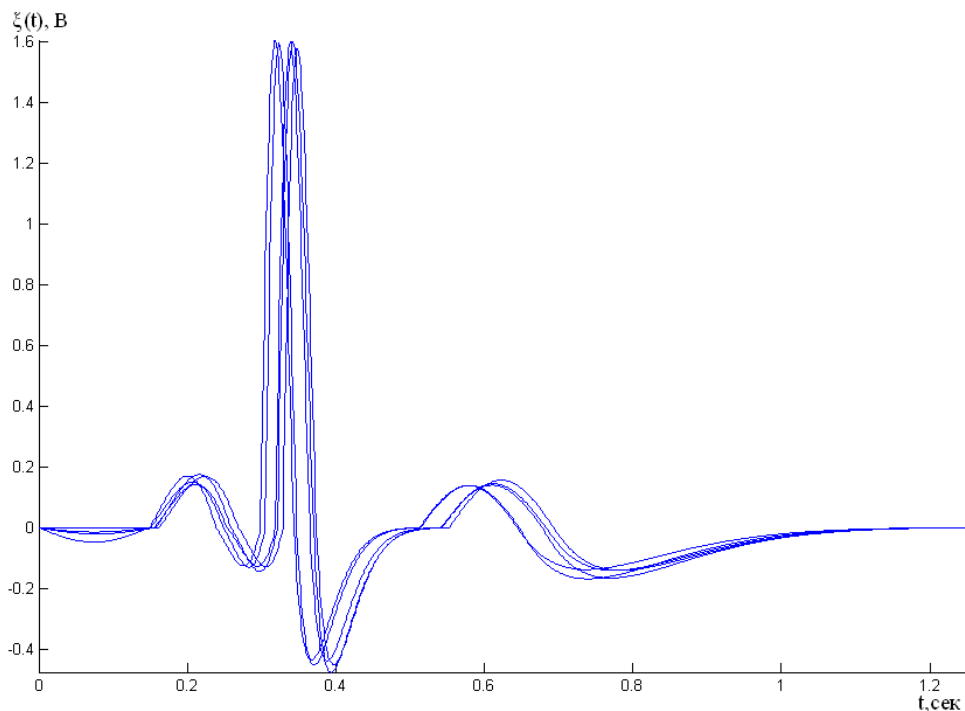


Рис. 4.20. Реалізації модельованих ЕКС в межах одного періоду

Оскільки ЕКС є не тільки випадковим, а ще й і повторним (періодичним) процесом, тому актуальним є, моделювання (імітування) ЕКС на k -их періодах, що дасть змогу наблизити модельований ЕКС до реального (емпіричного) сигналу. Результат моделювання ЕКС згідно виразу (4.24), зображено на рис. 4.21-4.22.

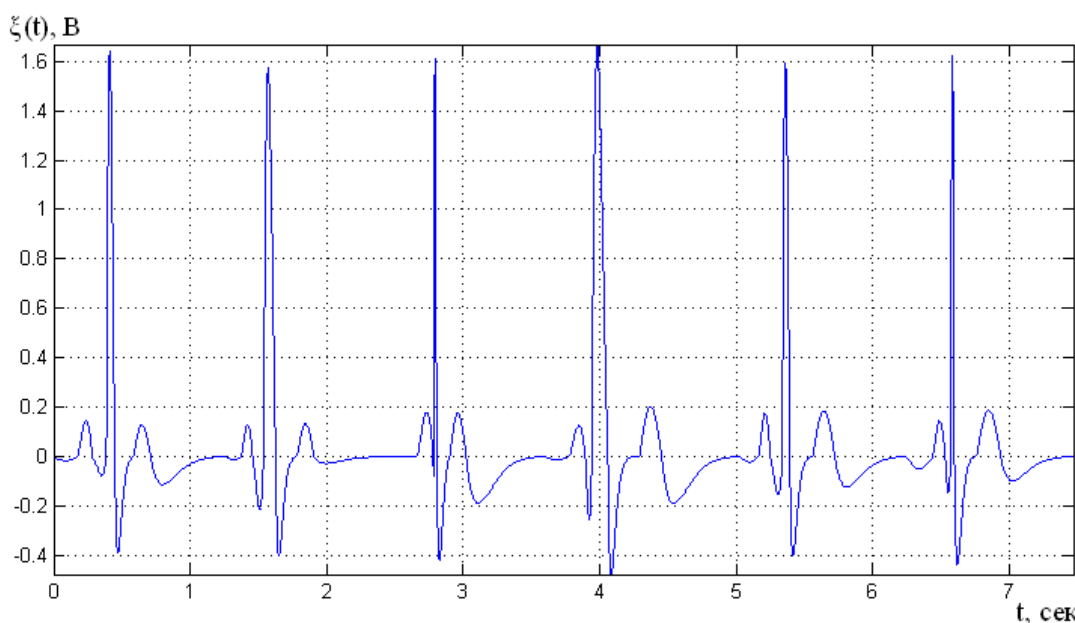


Рис.4.21. Фрагмент реалізації модельованого ЕКС (повторний та випадковий)

Використовуюючи вираз (4.30), було отримано результати комп'ютерного імітаційного моделювання добового ЕКС з різними амплітудами та тривалостями в межах норми, які реалізовано у вигляді програми в середовищі Matlab (додаток Г.1), результат якого наведено на рис.4.22.

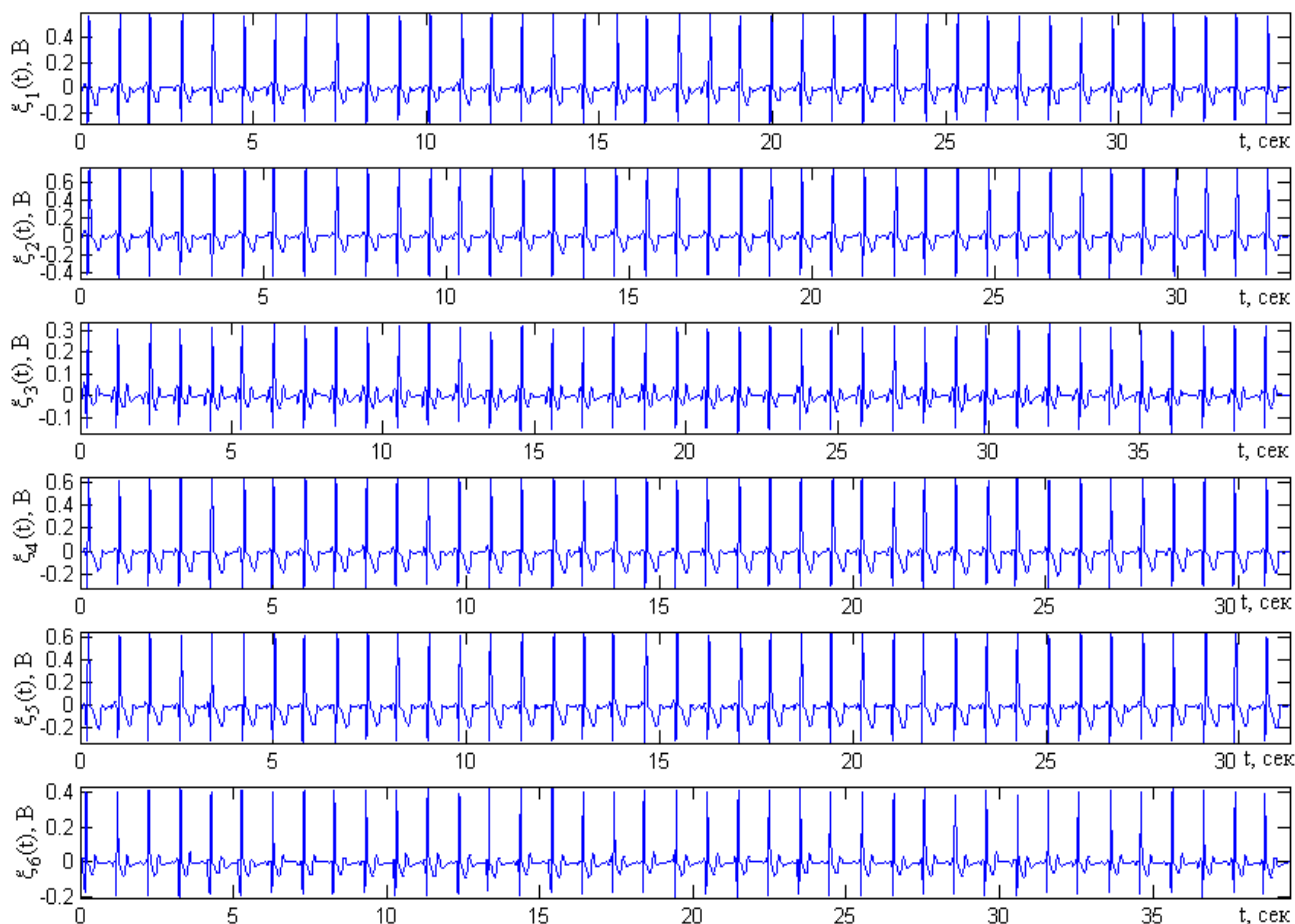


Рис.4.22. Вибірки із модельованої реалізації добового ЕКС (норма)

4.5. Перевірка адекватності математичної моделі електрокардіосигналу

Для модельованих (імітованих) комп'ютерних реалізацій ЕКС (норма) (рис.4.22) обчислено оцінки математичного сподівання усереднених спектральних компонент синфазним методом згідно з виразом 4.2, які зображено на рис. 4.23, з якого видно, що значення максимумів амплітуд оцінок математичного сподівання усереднених спектральних компонент модельованих ЕКС локалізуються на тих самих компонентах, що і оцінки натурних сигналів (рис.4.8), а максимальне значення модуля різниць достовірностей експериментального і імітованого сигналу для норми становить $6.5 \cdot 10^{-6}$, що свідчить про високу точність імітаційного відтворення експериментального ЕКС. Даний факт є підставою для верифікації математичної моделі та методу опрацювання добового ЕКС.

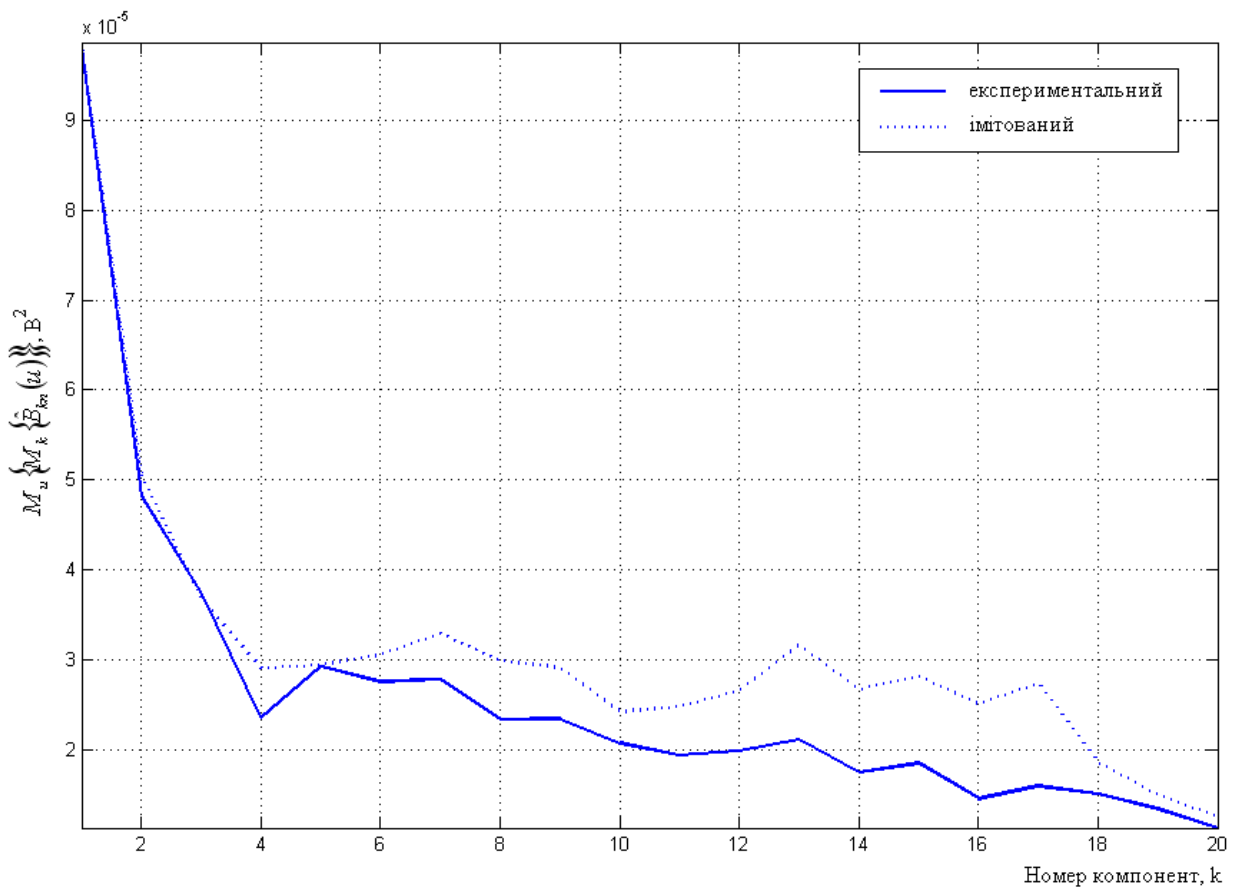


Рис. 4.23. Реалізації оцінок математичного сподівання $M_k \{\hat{B}_{kn}(u)\}$

Отже, застосування кусково періодично корельованого випадкового процесу як математичної моделі для побудови комп'ютерної імітаційної моделі уможливило експериментальне зауваження одночасної наявності в електрокардіосигналі повторності та випадковості ЕКС. Тому результат комп'ютерного імітаційного моделювання забезпечує попередню діагностику лікарям із використанням систем голтерівського моніторингу.

4.6. Висновки до розділу 4

Наведено результати опрацювання електрокардіосигналу зареєстрованого впродовж доби на базі його математичної моделі у вигляді кусково періодично корельованого випадкового процесу синфазним методом. Застосування цього методу дали змогу розширити можливість діагностики стану серцево-судинної системи людини шляхом впровадження в область кардіології нового класу інформативно-інваріантних ознак – спектральні компоненти, котрі відповідають функціонального стану серця людини (норма або патологія).

Використовуючи статистичний критерій прийняття рішення Неймана-Пірсона отримано вирази для числення оцінки достовірності спектральних компонент, в основі якого лежать гіпотези розрізнення між стаціонарністю та нестаціонарністю електрокардіосигналу. Результати оцінювання достовірності підтвердили адекватність використання спектральних компонент електрокардіосигналу як інваріантно-інформативних ознак, за допомогою яких

можна з високою достовірністю 0,9785-0,9861 оцінити стан серцево-судинної системи, зокрема її серце.

Розроблено метод (алгоритм і програма) комп'ютерного імітаційного моделювання електрокардіосигналу з метою тестування обґрунтованих у розділі 3 методу статистичного аналізу. Проведено дослідження ймовірнісних характеристик розробленої комп'ютерної імітаційної моделі, що дало змогу підтвердити відповідність комп'ютерної імітаційної моделі удосконаленій у розділі 2 математичній моделі електрокардіосигналу із максимальним значенням модуля різниць достовірностей натурального і імітованого сигналу для норми становить $6.5 \cdot 10^{-6}$.

ВИСНОВКИ

У монографії розв'язано актуальну наукову задачу вдосконалення математичної моделі електрокардіосигналу та розроблення методу аналізу його, засобами цієї моделі, для підвищення інформативності систем голтерівського моніторингу.

При цьому отримано такі результати:

1. У результаті проведеного порівняльного аналізу відомих математичних моделей електрокардіосигналу, зареєстрованого впродовж доби, сформульовано основні вимоги до математичної моделі: врахування поєднання властивостей періодів двох ритмів електрокардіосигналу, можливість застосування для задач оперативного виявлення змін функціонального стану серцево-судинної системи.

2. Обґрунтовано модель електрокардіосигналу у вигляді кусково періодично корельованого випадкового процесу, яка на відміну від відомих, враховує зміну електрокардіосигналу впродовж доби та дає змогу визначити статистичні оцінки імовірнісних характеристик.

3. Розроблено метод статистичного опрацювання добового електрокардіосигналу, з використанням формалізованої і автоматизованої процедури, який дає змогу своєчасно виявити приховані патологічні зміни у функціонуванні серця людини.

4. Установлено, що отримані значення оцінок спектральних компонент є характеристиками інформативно-інваріантних ознак добового електрокардіосигналу із достовірністю оцінювання 0.9785 при ймовірності помилки 0.001 та фактично характеризують функціональний стан серцево-судинної системи.

5. Розроблено комп'ютерну імітаційну модель електрокардіосигналу базуючись на удосконаленій математичній моделі для потреб верифікації і тестування розроблених методів опрацювання електрокардіосигналів у системах голтерівського моніторингу.

6. Розроблено пакет комп'ютерних програм для статистичного опрацювання добових електрокардіосигналів, готовий для використовуватися як складової частини спеціалізованого програмного забезпечення систем голтерівського моніторингу.

ДОДАТКИ

Додаток А

Система холтерівського моніторингу ЕКС та АТ «Кардіосенс»

Матеріали цього додатку взято з офіційного сайту фірми-виробника ХАІ-МЕДИКА (Україна, Харків, www.xai-medica.com) [109].

Комплекс моніторингу електрокардіосигналів та артеріального тиску (Холтерівський монітор) КАРДІОСЕНС (рис. А.1) [109] призначений для тривалої реєстрації ЕКГ та АТ в амбулаторних та стаціонарних умовах, обробки та аналізу результатів моніторингу ЕКГ та АТ, формування медичного висновку за результатами дослідження.



Рис.А.1. Загальний вигляд система холтерівського моніторування ЕКГ та АТ «КАРДІОСЕНС» [109]

Комплекс складається з одного або кількох портативних реєстраторів і системи обробки на основі персонального комп'ютера з програмним забезпеченням КАРДІОСЕНС [109]:

- Комплекс має два виконання-КАРДІОСЕНС К, і КАРДІОСЕНС АТ.
- Виконання КАРДІОСЕНС К. Холтерівський монітор ЕКГ.

Мініатюрний триканальний холтерівський реєстратор вагою 70 грам з неперервною реєстрацією електрокардіосигналу діагностичної якості (і, при необхідності, імпульсів ЕКС) протягом 24-72 годин із записом на компактну флеш-карту типу SDHC. Оснащений радіоінтерфейсом Bluetooth для програмування реєстратора і виконання контрольних записів. Комплектується 5-ти або 7-ми електродним знімним кабелем відведень ЕКГ. Живлення реєстратора проводиться від одного елемента формату АА. Програма обробки та аналіз ЕКС дозволяє [109]:

• зчитувати результати холтерівського моніторування і вводити їх на ПК з використанням пристрою читання флеш-карт;

- зберігати результати в архіві (базі даних) системи. Працювати з будь-яким числом БазДаних та записів. Передавати по мережах та електронній пошті ЕКГ-записи та звіти;

- виконувати фільтрацію ЕКС виділення непридатних для аналізу ділянок, автоматичне виявлення та розмітку QRS-комплексів, виявлення епізодів фібриляції шлуночків та імпульсів ЕКС;

- виконувати морфологічний аналіз QRS-комплексів, їх поділ на кластери з класифікацією за типом походження (нормальні, надшлуночкові, шлуночкові, невизначені, артефакти, спонтанні, стимульовані, зливні) та їх колірне кодування;

- дає можливість навчання автоматичного класифікатора з участю оператора, а також ручного редагування результатів комп'ютерної класифікації;

- виробляє автоматичний аналіз основних порушень ритму та провідності, підрахунок статистик, автоматичний опис епізодів з можливістю ручного редагування епізодів і їх описів;

- виконує автоматичний аналіз змін ST-T з корекцією правила прийняття рішень про виявлення ST-епізодів, автоматичний опис змін ST-T та можливість його ручного редагування.

Здійснює [109]:

- реконструкцію 12-ти каналного ЕКС із записом у трьох відведеннях EASI;

- аналіз QT-інтервалів;

- аналіз варіабельності серцевого ритму (BCP) у часовій та частотній області;

- аналіз турбулентності серцевого ритму (TCP);

- аналіз прискорень та уповільнень серцевого ритму (AC/DC);

- аналіз роботи ЕКС за його наявності;

- автоматичне формування звіту про проведене дослідження з включенням до його статистик порушень, епізодів, що ілюструють різні ЕКГ-порушення з можливістю їх ручного поповнення, виключення та редагування описів епізодів, широкі можливості експорту даних ЕКС та результатів їх аналізу до програм обробки EXCEL, MATLAB, аналіз BCP із використанням засобів КАРДІОЛАБ.

Додаток Б

Механізм формування електрокардіосигналу

Серце – це центральний орган кровоносної системи, функцією якого є ритмічне нагнітання в артерії крові, що притікає з вен. Серце людини складається із чотирьох відділів (порожнин) – двох передсердь та двох шлуночків. При цьому праві передсердя та шлуночок відділені від лівих міжпередсердною перегородкою, яка забезпечує роздільний кровоток по малому та великому колам кровообігу, тобто перешкоджає перемішуванню венозної та артеріальної крові (рис. Б.1).

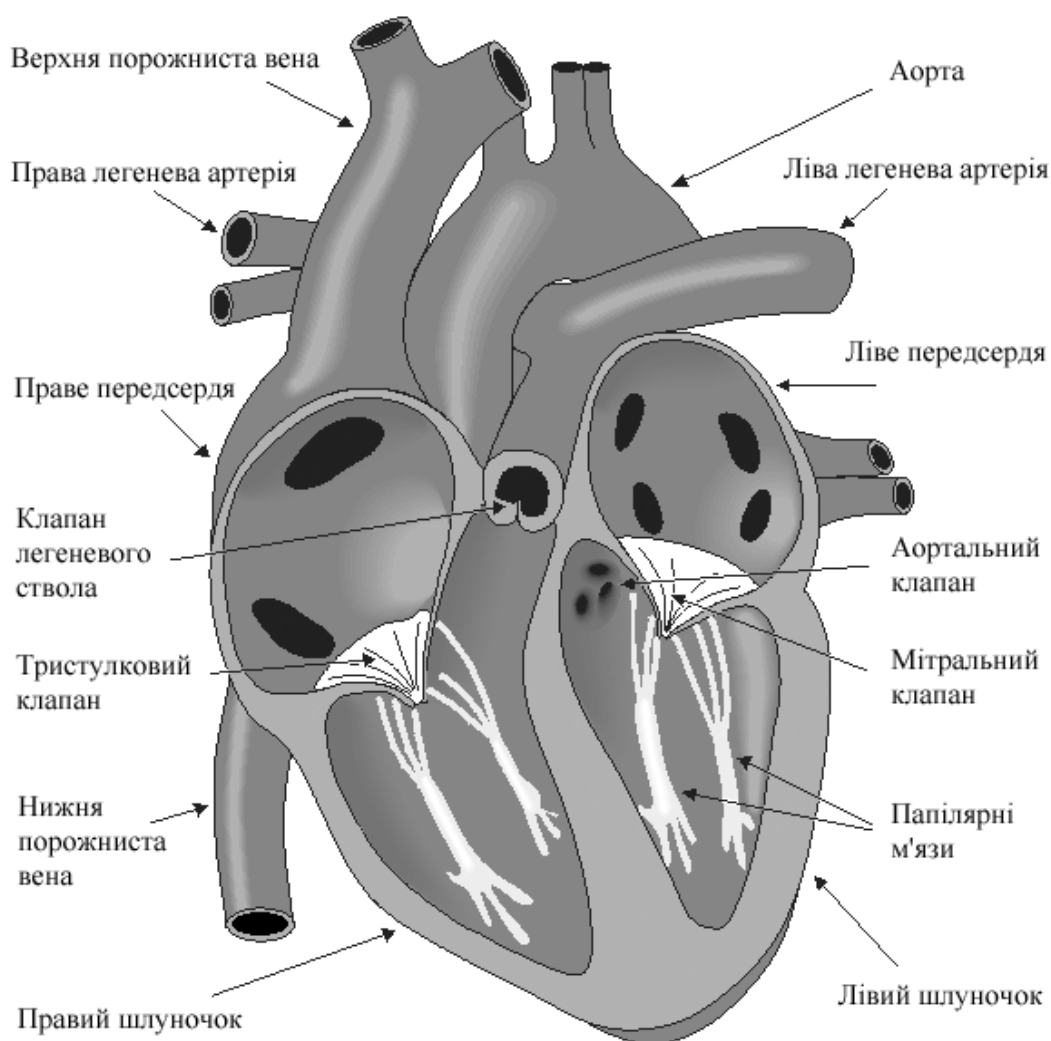


Рис. Б.1. Схема будови серця

М'язова тканина серця складається з трьох шарів; внутрішнього (ендокард), зовнішнього (епікард), який входить у склад навколосерцевої сумки, та серединного (міокард), характерною особливістю якого є автоматизм, що забезпечує скорочення серця.

Стінки серця формуються міокардом. Він складається з чотирьох складових: правого і лівого передсердь та шлуночків. Серце розміщене так, що спереду видно правий шлуночок, а ззаду – ліве передсердя (рис А.1.). Передсердя формують одну частину, а шлуночки іншу. Відкрита стінка лівого шлуночка та перегородка є набагато товстішими ніж у правого шлуночка. Це пояснюється тим, що лівий шлуночок качає кров до великого кола кровообігу, де тиск значно вищий ніж у малому колі, яке бере початок із правого шлуночка.

Серце має чотири клапани. Між правим передсердям і шлуночком знаходиться тристулковий клапан, а між лівим передсердям і шлуночком – мітральний клапан. Клапан легеневого ствола знаходиться між правим шлуночком та легеневою артерією, а аортальний клапан знаходиться на шляху відтоку крові із лівого шлуночка (контролює потік до аорти).

Кров повертається із великого кола кровообігу до правого передсердя і проходить через тристулковий клапан до правого шлуночка. Вона виштовхується із правого шлуночка через клапан легеневого ствола до легенів. Насичена киснем кров повертається із легенів до лівого передсердя і через мітральний клапан потрапляє до лівого шлуночка. Вкінці кров прокачується через аортальний клапан до аорти і великого кола кровообігу.

Нервову регуляцію скорочень забезпечує вегетативна нервова система. Центри регуляції серцевої діяльності розташовані у центральній нервовій системі. Гуморальну регуляцію серцевої діяльності виконують залози внутрішньої секреції.

Провідна система серця людини.

Синусовий вузол (синаотріальний або СА вузол) розміщений в правому передсерді біля верхньої порожнистої вени і складається із спеціальних м'язових клітин. СА вузол в людини має форму півмісяця близько 15 мм завдовжки і близько 5 мм завширшки (рис. Б.2.). Клітини СА вузла самозбуджуються, тобто є клітинами водія ритму. Вони генерують біопотенціали з частотою близько 70 разів на хвилину. Із СА вузла збудження поширюється по передсердях, але не може поширюватися вздовж межі між передсердями та шлуночками.

Атріовентрикулярний (АВ) вузол розташований біля межі передсердь із шлуночками. Він має внутрішню частоту близько 50 імпульсів на хвилину. Проте, якщо АВ вузол синхронізується імпульсом із більшою частотою, то він слідує цій частоті. В нормальному стані серця АВ вузол забезпечує лише кровоток із передсердь до шлуночків. Однак, при відхиленні від нормальних умов він може стимулюватися імпульсами, які проходять через нього.

Проходження імпульсів із АВ вузла до шлуночків забезпечується спеціальною провідною системою. Ця система формується у загальний пучок, який називається пучком Гіса (в честь німецького фізика-анатома W. Hisse, 1863-1934). Далі пучок Гіса розділяється на два плеча, які поширюються вздовж сторін міжшлуночкових перетинок і формують ліве та праве товарове плече. Кінцевим розгалуженням пучка Гіса є Пуркіневі волокна (названі на честь чеха Jan Evangelista Purkinje, 1787-1869), що розгалужуються по внутрішніх сторонах шлуночкових стінок. Поширення імпульсів, що проходять

вздовж провідної системи, відбувається на відносно високій швидкості, коли вони знаходяться всередині шлуночкової ділянки, але перед цим (через АВ вузол) швидкість дуже сильно зменшується.

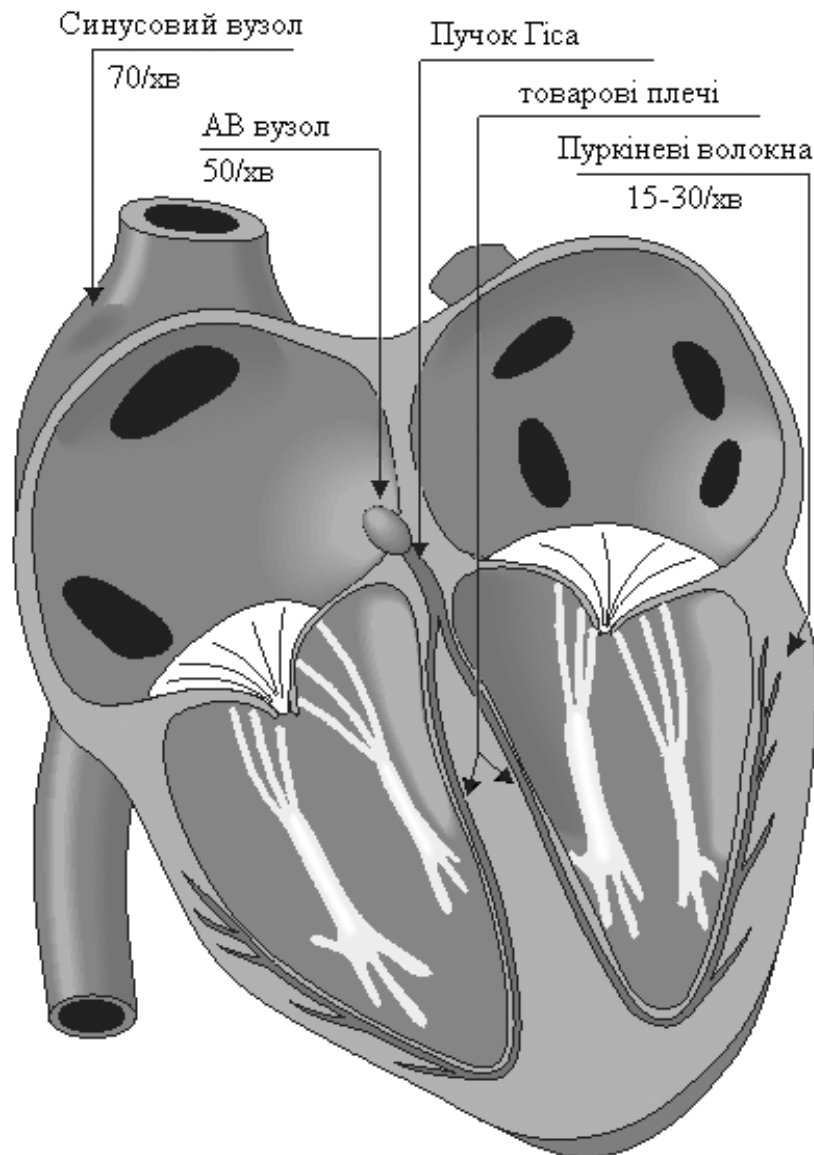


Рис. Б.2. Провідна система серця людини

Багато активаційних центрів із внутрішнього боку шлуночкової стінки спричиняють утворення фронту імпульсу, який поширюється через тканини шлуночка до іншої стінки. Цей процес є наслідком ланцюгового збудження клітин. Після того, як кожна ділянка шлуночкового м'язу буде деполяризована, розпочинається реполяризація. Реполяризація не є явищем поширення імпульсу через тканини і, так як, тривалість дії імпульсу є значно коротшою в епікарді (зовнішня стінка серцевого м'язу), ніж в ендокарді (внутрішня стінка серцевого м'язу), припинення дії розпочинається, як тільки імпульс пройде від епікарда до ендокарда.

Так як внутрішня частота синусового вузла є найвищою, вона встановлює частоту збудження всього серця. Якщо зв'язок між передсерддями та АВ вузлом втрачено, то АВ вузол переходить на свою внутрішню частоту. Якщо провідна система втрачає зв'язок із пучком Гіса, то шлуночки скорочуються із частотою, що визначається їхньою ділянкою, яка має найвищу внутрішню частоту. Електричні події в серці зведено в табл. Б.1. Форми імпульсів, що спостерігаються в різних спеціалізованих серцевих тканинах показано на рис. Б.3.

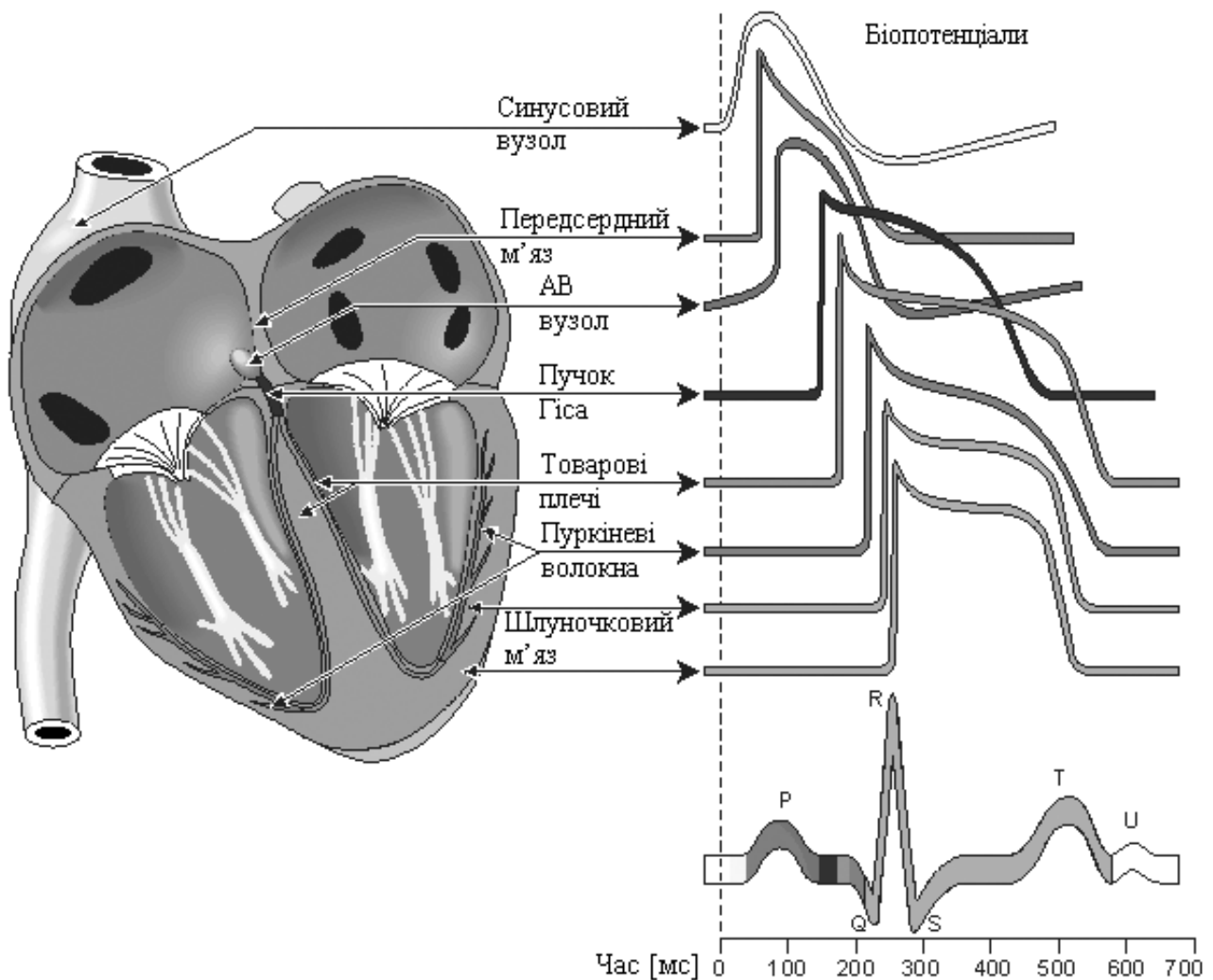


Рис. Б.3. Дії різних груп клітин м'язів серця (тривалості відповідають нормальному стану серця здорової людини)

Генезис основних зубців, інтервалів та сегментів ЕКС

Електрокардіосигнал являє собою запис електричних потенціалів активності серця, знятий з одного або декількох відведень, і складається з періодичної послідовності серцевих циклів.

Базові зубці ЕКС з часів Ейнтховена позначають літерами Р, Q, R, S, Т (рис. Б.4.). Цими літерами називають інтервали (та їх довжину) і сегменти. Дані про час звичайно вводять у мілісекундах, а про напругу – у мілівольтах [1].

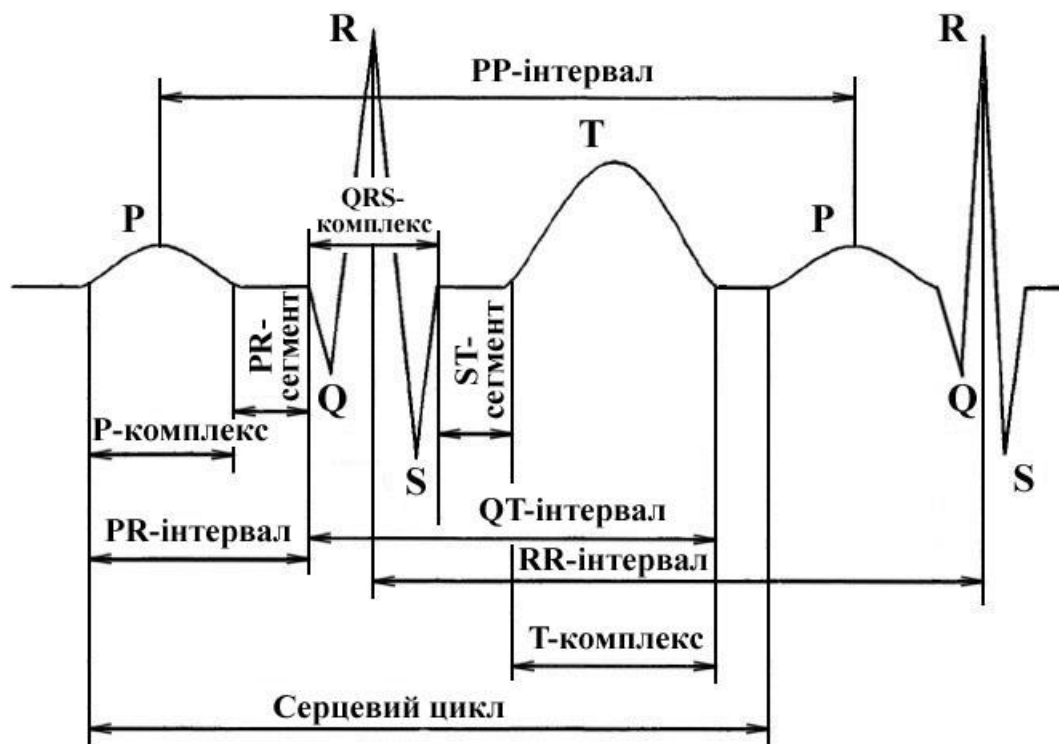


Рис. Б.4. Структура серцевого циклу

Зубець Р – виникає при деполяризації передсердя.

Інтервал PQ – вимірюється від початку зубця Р до початку зубця Q (якщо зубця Q немає, то вимірювання інтервалу проводиться до початку зубця R і цей інтервал називають PR). Даний інтервал відповідає часу, який потрібен для поляризації передсердя (зубець Р), і часу розповсюдження збудження атріовентрикулярним шляхом, Гісовим пучком і його вітками.

Зубець Q – відображає деполяризацію перетинки між шлуночками (у деяких пацієнтів зубець Q відсутній). У нормі зубець Q може бути глибоким, у відведенні aVR – навіть найбільшим. Позитивний зубець Q звичайно значно зменшується або зовсім пропадає при інтенсивному вздосі (він залежить від геометричного положення серця).

Зубець R – довільний позитивний зубець QRS-комплексу. Він відображає деполяризацію передньої, задньої та бокових стінок шлуночків, тобто початок систол шлуночків. В разі розщеплення QRS-комплексу може бути два і навіть три зубця R (що звичайно є патологічною ознакою). Зниження викиду R з'являються як в разі позасерцевих хвороб (наприклад, емфізема легенів), так і у випадку обширних процесів у міокарді (наприклад, інфаркт міокарда).

У відповідності до полярності зубців у QRS-комплексі (або по полярності зубців па початку комплексу) у клінічній практиці використовують символічні позначення.

Якщо зубець R зникає, а зубці Q та S (однієї полярності) зливаються в один – ставлять знак QS.

Якщо пертий зубець комплексу має малий рівень, то його позначають qS. Якщо $RV1 + SV5 < 1.05$ мВ, то підозрюють гіпертрофію правого шлуночка. В разі $RV5 + SV1 > 3.5$ мВ кажуть часто, що має місце гіпертрофія лівого шлуночка (але це має місце і у молодих людей та спортсменів, коли ніякої гіпертрофії немає).

Інтервал P-R – тривалість проходження сигналу Гісовим пучком.

Сегмент ST – інтервал часу від кінця QRS-комплексу до початку зубця T. (Якщо зубець S відсутній, сегмент позначають як RT). Сегмент відповідає часу закінчення деполяризації шлуночків та початку їх повільної реполяризації. У нормі сегмент ST завжди ізоелектричний. В інтервалі ST йони рухаються у напрямку, при якому їх концентрація збільшується. Тому цей сегмент чутливий до шерегу факторів, які впливають на метаболізм клітин (зміна концентрації калію, введення ліків тощо).

Зубець T – відповідає швидкій реполяризації шлуночків. Для зубця T важливо визначити його локалізацію на осі часу та амплітуду. Звичайно зубець T орієнтований відносно головного зубця QRS-комплексу. У нормі зубець T позитивний у усіх відведеннях (крім aVR, де завжди негативний). У відведеннях III і V1 він теж іноді може бути негативним. Амплітуда зубця T визначним чином пов'язана з амплітудою зубця R. У нормі вона складає від 1/8 до 2/3 амплітуди зубця R. Тривалість зубця T звичайно не перевищує 250 мс (але ця цифра не має фундаментального діагностичного значення). Відхилення зубця T (і сегмента ST) від норми звичайно викликані ішемією міокарда або передозуванням дигіталісу.

Інтервал Q-T – вимірюється від початку зубця Q(R) до кінця зубця T. Цей інтервал відповідає електричній систолі шлуночків. Тривалість цього інтервалу залежить від частоти серця та інших факторів. На думку більшості авторів максимальна нормальна тривалість інтервалу Q-T складає 420 мс.

Серцевий цикл – складається із систоли (її тривалість приблизно дорівнює 38% серцевого циклу – СЦ) та діастоли (62% СЦ). На початку систоли тиск у шлуночках нижчий, ніж у аорті, і з шлуночків не витісняється кров. Ця початкова фаза складає 9% СЦ. Друга фаза систоли (період витіснення, ежекції) складає близько 29% СЦ.

Ця фаза вирішальним чином визначає тривалість систоли.

У часі діастоли розслаблене серце наповнюється кров'ю з області вен. Діастола складається з фази наповнення (42.2% СЦ), передсистоли (10.5% СЦ) та міжсistolічного інтервалу (10% СЦ).

Фаза наповнення складається з переддіастоли (коли має місце релаксація міокарда довжиною 3.7% СЦ), фази швидкого наповнення (кров швидко втягується до шлуночка – 10% СЦ), фази повільного наповнення (тиски передсердя та шлуночків вирівнюються – додаток крові до шлуночка дуже малий довжина 28.5% СЦ).

Таблиця Б.1. Параметри ЕКС в нормі

Елементи	Тривалість (с)	Амплітуда (мм)
Зубці		
P	0,06-0,1	0,05-2,5
Q	<0,03	<1/4 R
R	0,03-0,04	до 20 (V _{5,6} до 26)
S	<0,03	<8 (в I, II), <25 (в V ₁)
T	<0,016	<1/2-1/3 R (II відведення до 1/4 R)
U	0,06-0,16	2-3
Інтервал		
P-Q	0,12-0,2	-
Q-T	0,35-0,42	-
R-R	0,75-1,0	-
Сегмент S-T	0,02-0,12	-
Комплекс QRS	0,06-0,09(0,1)	-

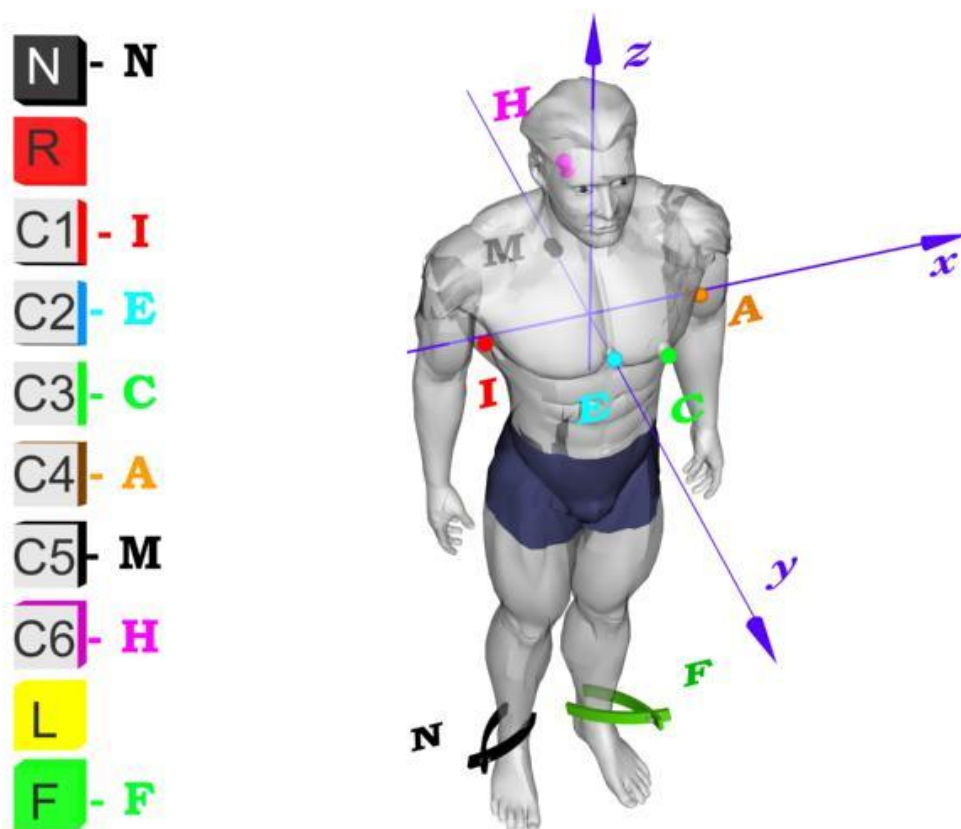


Рис. Б.5. Схема ортогональних відведень за Франком при реєстрації ЕКС

Додаток В

Мофологічні характеристики електрокардіосигналу

Проходження імпульсу по провідній системі серця графічно записується по вертикалі у вигляді піків - підйомів і спадів кривої лінії. Ці піки прийнято називати зубцями ЕКС і позначати латинськими літерами P, Q, R, S і T. Крім реєстрації зубців, на ЕКС по горизонталі записується час, протягом якого імпульс проходить по певним відділам серця. Відрізок на ЕКС, вимірний за своєю тривалістю у часі (у секундах), називають інтервалом (рис. В.1) [108].

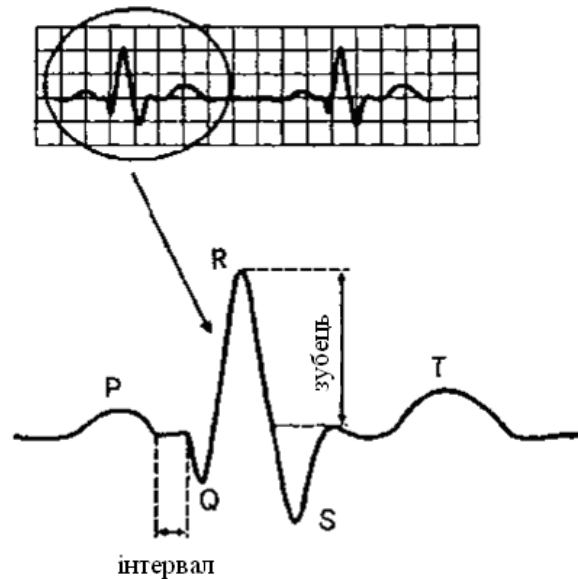


Рис. В.1. ЕКС: зубці і інтервали [108]

В.1.1. Зубець P. Електричний потенціал, вийшовши за межі синусового вузла, охоплює збудження перш за все правого передсердя, в якому знаходиться синусовий вузол. Так на ЕКС записується пік збудження правого передсердя (рис. В.2) [108].

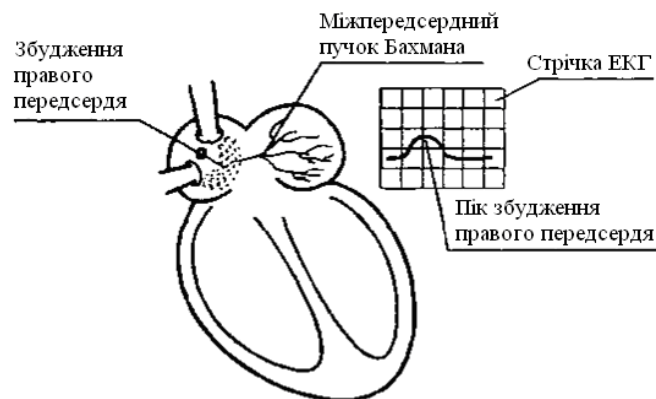


Рис. В.2. Пік збудження правого передсердя [108]

Далі по провідній системі передсердь, а саме по міжпередсердному пучку Бахмана, електроімпульс переходить на ліве передсердя і збуджує його. Цей процес відображається на ЕКС піком збудження лівого передсердя. Його збудження починається в той час, коли праве передсердя вже охоплено збудженням, що добре видно на рис. В.3 [108].

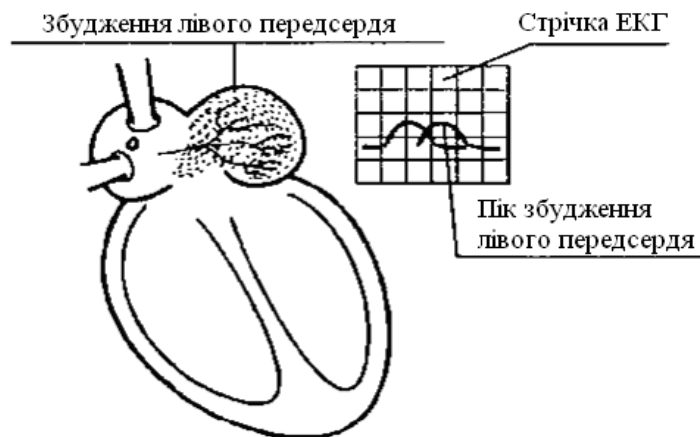


Рис. В.3. Збудження лівого передсердя і його графічне зображення [108]

Відображаючи збудження обох передсердь, електрокардіограф підсумовує обидва піки збудження і записує графічно на стрічці зубець Р (рис. В.4) [108].



Рис. В.4. Зубець Р [108]

Таким чином, зубець Р являє собою сумарне відображення проходження синусового імпульсу по провідній системі передсердь і почергове збудження спочатку правого (висхідне коліно зубця Р), а потім лівого (низхідне коліно зубця Р) передсердь.

В.1.2. Інтервал Р-Q. Одночасно з збудженням передсердь імпульс, який виходить із синусового вузла, направляєється по нижній гілочці пучка Бахмана по атріовентрикулярному (передсердношлуночковому) з'єднанню. У ньому

відбувається фізіологічна затримка імпульсу (уповільнення швидкості його проведення). Проходячи по атріовентрикулярному з'єднанні, електричний імпульс не викликає збудження прилеглих шарів, тому на ЕКС піки збудження не записуються. Реєструючий електрод викреслює при цьому пряму лінію, яка називається ізоелектричною лінією.

Оцінити проходження імпульсу по атріовентрикулярному з'єднанню можна в часі (за скільки секунд імпульс проходить це з'єднання). Такий генезис інтервалу P-Q (рис.В.5) [108].

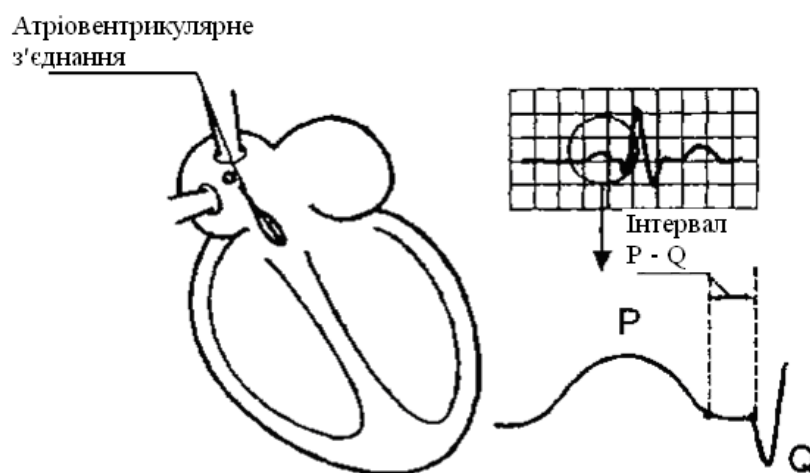


Рис. В.5. Інтервал P-Q [108]

В.1.3. Зубці Q, R і S. Продовжуючи свій шлях по провідній системі серця, електричний імпульс досягає провідних шляхів шлуночків, представлених пучком Гіса, проходить по цьому пучку, збуджуючи при цьому міокард шлуночків. Цей процес відображається на ЕКС формуванням (записом) шлуночкового комплексу QRS. Слід зазначити, що шлуночки серця збуджуються в певній послідовності. Спочатку, протягом 0,03 с збуджується міжшлуночкова перегородка. Процес її збудження призводить до формування на кривій ЕКС зубця Q (рис. В.5) [108].

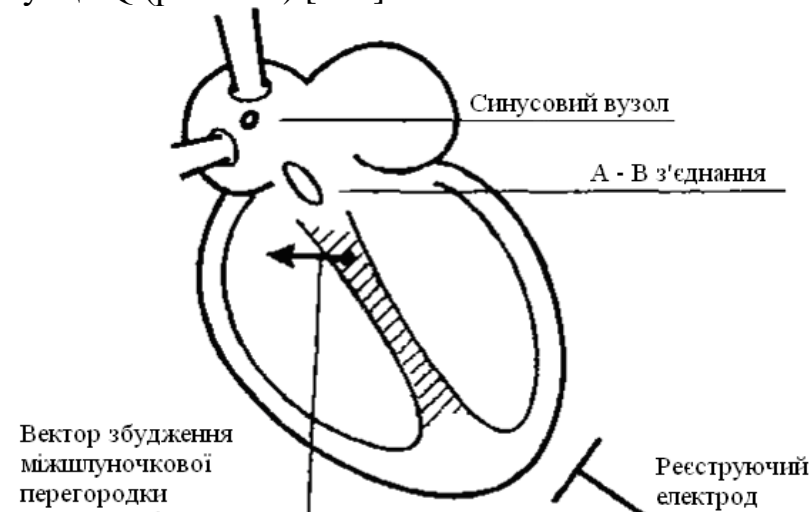


Рис. В.5. Збудження міжшлуночкової перегородки (зубець Q) [108]

Потім збуджується верхівка серця і прилеглі до неї області. Так на ЕКС з'являється зубець R (рис. В.6) [9]. Час збудження верхівки в середньому рівний 0,05 с.

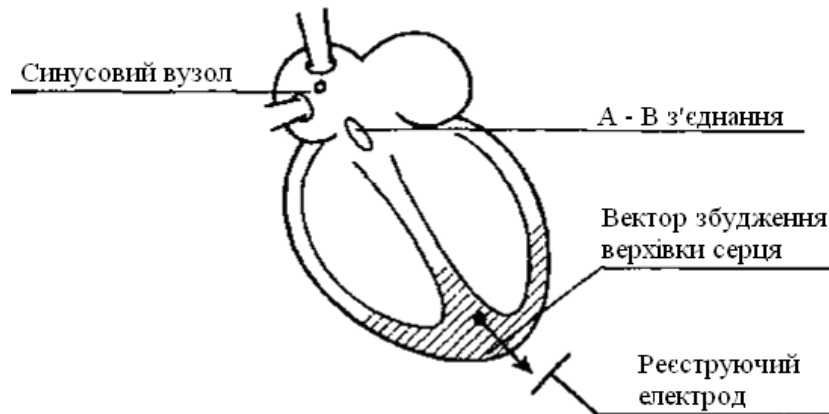


Рис. В.6. Збудження верхівки серця (зубець R) [108]

І в останню чергу збуджується основа серця. Наслідком цього процесу є реєстрація на ЕКС зубця S (рис. В.7) [108]. Тривалість збудження основи серця складає близько 0,02 с.

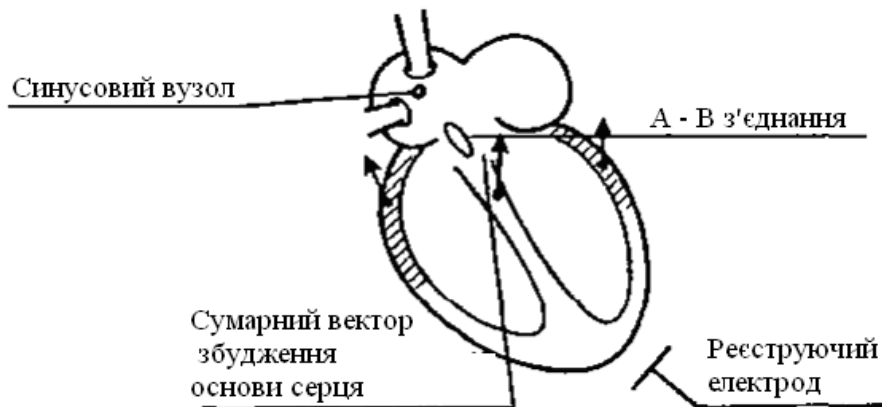


Рис. В.7. Збудження основи серця (зубець S) [108]

Вищеназвані зубці Q; R та S утворюють єдиний шлуночковий комплекс QRS тривалістю 0,10 с.

В.1.4. Відрізок S-T і зубець T. Охопивши збудженням шлуночки, імпульс, який почав шлях з синусового вузла, згасає, тому що клітини міокарда не можуть довго залишатися збудженими. У них починаються процеси відновлення свого початкового стану, до збудження.

Процеси згасання збудження і відновлення початкового стану міокардіоцитів також реєструються на ЕКС.

Електрофізіологічна сутність цих процесів дуже складна, тут велике значення має швидке входження іонів хлору в збуджену клітину, злагоджена

робота калій-натрієвого насоса, мають місце фаза швидкого згасання збудження і фаза повільного згасання збудження і ін. Всі складні механізми цього процесу об'єднують зазвичай одним поняттям - процеси реполяризації. Для нас же найголовніше те, що процеси реполяризації відображаються графічно на ЕКС відрізком S-T і зубцем Т (рис. В.8) [108].

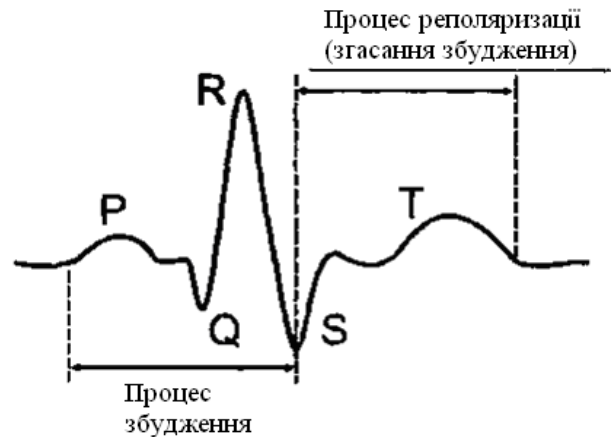


Рис. В.8. Процеси збудження и реполяризації міокарда [108]

В.1.5. Амплітуди і тривалості зубців і інтервалів. Для запам'ятовування амплітуди (висоти або глибини) основних зубців необхідно знати: всі апарати, які реєструють ЕКС, налаштовані таким чином, що формується на початку запису контрольна крива рівна по висоті 10 мм, або 1 мілівольтах (mV) (рис. Б.9) [108].



Рис. В.9. Контрольная крива і амплітуда основних зубців ЕКС [108]

Традиційно всі вимірювання зубців та інтервалів прийнято проводити в другому стандартному відведенні, що позначається римською цифрою II. У цьому відведенні висота зубця R в нормі повинна бути рівною 10 мм або 1 mV.

Висота зубця T і глибина зубця S повинні відповідати 1/2-1/3 висоти зубця R або 0,5-0,3 mV.

Висота зубця P і глибина зубця Q будуть рівні 1/3-1/4 від висоти зубця R чи 0,3-0,2 mV. У електрокардіографії ширину зубців (по горизонталі) прийнято

вимірювати не в міліметрах, а в секундах, наприклад, ширина зубця Р дорівнює 0,10 с. Ця особливість можлива тому, що запис ЕКС проводять на постійній швидкості протягання стрічки. Так, при швидкості механізму протягування стрічки 50 мм / с, кожен міліметр буде дорівнює 0,02 с (рис. В.10) [108].

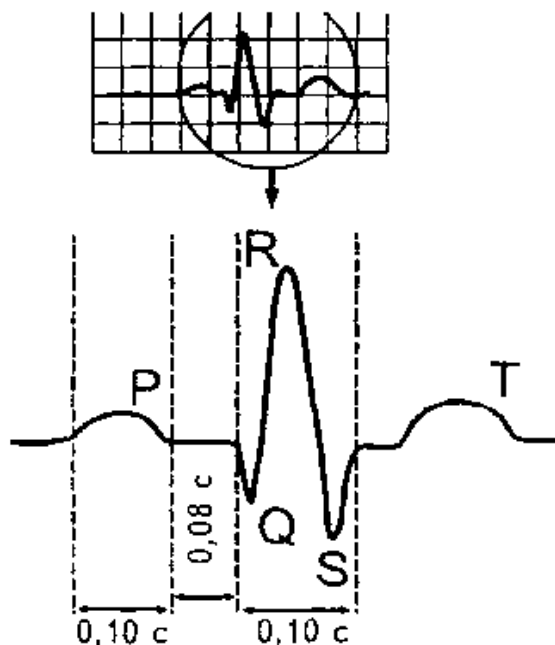


Рис. В.10. Час на ЕКГ [108]

Час тривалості зубців і інтервалів є рівним $0,10 \pm 0,02$ с.

Ширина зубця Р (час за який синусовий імпульс охопить збудженням обидва передсердя): $0,10 \pm 0,02$ с.

Тривалість інтервалу Р-Q (час за який синусовий імпульс пройде атріовентрикулярне з'єднання): $0,10 \pm 0,02$ с.

Ширина шлуночкового комплексу QRS (час за який синусовий імпульс охопить збудженням шлуночки): $0,10 \pm 0,02$ с.

Час для збудження передсердь і шлуночків: $0,30 \pm 0,02$ с (0,10 - тричі).

Емпірично визначено, що час реполяризації і час збудження всіх відділів серця приблизно рівні. Отже, тривалість фази реполяризації дорівнює приблизно $0,30 \pm 0,02$ с.

За морфологічними характеристиками ЕКС можна отримати інформацію про стан серця і серцево судинної системи в цілому, тому дуже важливим є коректне відтворення цих характеристик на ЕКГ, зокрема при його реєстрації впродовж 24 годин і більше.

Додаток Г

Опис функцій пакету прикладних програм для опрацювання електрокардіосигналу як кускової періодично корельовано випадкової послідовності

Г.1. Комп'ютерне моделювання ЕКС

Г.1.1. Функція генерування електрокардіосигналу на базі періодично корельовано випадкової послідовності.

```
function [i y]=ecgPKVP(A,t,kk,dt,ddA,ddt);

% Генератор ЕКС
% [i y]=ergPKVP(A,t,kk,dt,ddA,ddt);
% A - масив амплітуд хвиль
% t - масив тривалостей відповідних хвиль
% dt - крок дискретизації
% ddA - дисперсія для амплітуди
% ddt - дисперсія для часових інтервалів

if nargin<5, error('Необхідно ввести не менше 5-ти аргументів'); end;

% Значень відхилень для амплітуди
if ddA>0
AA=A(1);
rA(1)=normrnd(0,ddA); A(1)=A(1)+rA(1);
while A(1)>0
    A(1)=AA;
    rA(1)=normrnd(0,ddA); A(1)=A(1)+rA(1);
end;
end;
rA(2)=normrnd(0,ddA); A(2)=A(2)+rA(2);
rA(3)=normrnd(0,ddA); A(3)=A(3)+rA(3);
if ddt>0

% Значень відхилень для часових інтервалів
T=sum(t);
rt(1)=normrnd(0,ddt); t(1)=t(1)+rt(1); tN(1)=round(t(1)/dt); t(1)=tN(1)*dt;
rt(2)=normrnd(0,ddt); t(2)=t(2)+rt(2); tN(2)=round(t(2)/dt); t(2)=tN(2)*dt;
    t(3)=T-t(1)-t(2); %tN(3)=512-tN(1)-tN(2); t(3)=tN(2)*dt;
end;
i1=0:dt:t(1); f1=2*t(1); y1=sin(2*pi*i1/f1).*exp(i1*kk(1)); K=A(1)/max(y1);
y1=y1.*K;
i2=0:dt:t(2); f2=2*t(2); y2=A(2)*sin(2*pi*i2/f2).*exp(i2*kk(2)); K=A(2)/max(y2);
```

```

y2=y2.*K; i2=i2+t(1);
i3=0:dt:t(3); f3=2*t(3); y3=sin(2*pi*i3/f3).*exp(-i3*kk(3)); K=A(3)/max(y3);
y3=y3.*K; i3=i3+t(1)+t(2);
i=[i1(1:length(i1)-1) i2(1:length(i2)-1) i3];
y(1:length(y1))=y1;
l1=length(y); l2=length(y)+length(y2)-1; y(l1:l2)=y2;
l1=length(y); l2=length(y)+length(y3)-1; y(l1:l2)=y3;

```

Г.2. Синфазний метод опрацювання

Г.2.1. Визначення періоду корельованості T

```

function [Vm,Vd,T]=period(xx,Z,NT,dt);

% пошук періода корельованості
% [Vm,Vd,T]=period1(xx,Z,NT,dt);
% Vm - варіація математичного сподівання
% Vd - варіація дисперсії
% xx - вхідна послідовність
% NT - період послідовності, який рівний кількості точок на періоді
% Z - кількість ссувів відносно NT
if nargin<4, error('Мало параметрів'); end;
NT=fix(NT);
if nargin<3, kilkist=NT; end;
Vm=zeros(1,Z);
Vd=zeros(1,Z);
T=zeros(1,Z);
for l=1:Z
NT=NT+1;
x=formatmasiv(xx,NT);
if size(x,2)==1 x=x'; end;
len=1:NT:length(x);
for j=0:NT-1
komp(j+1,1:length(len))=x(len+j);
end;
m=mean(komp');
d=std(komp');
tm=(0:(length(komp)-1)).*dt;
for k=1:length(m)-1
Vm(l)=Vm(l)+abs(m(k+1)-m(k));
Vd(l)=Vd(l)+abs(d(k+1)-d(k));
end;
T(l)=NT*dt;
end;

```

Г.2.2. Формування масиву даних кратному періоду T

```
function [fm]=formatmasiv(x,NT);

% Формування масиву даних кратному періоду T
% fm=formatmasiv(x,T,dt);
% x - вхідний сигнал;
% T - період сигналу, в часовій області

if nargin<2, error('Необхідно ввести не менше 2-ох аргументів'); end;
N=length(x);
kilNT=fix(N/NT);
N=kilNT*NT;
fm=x(1:N);
```

Г.2.3. Центрування періодично корельовано випадкової послідовності

```
function [xc]=centrPKVP(x,TN);

% Центрування значень ПКВП відносно математичного сподівання
% [xc]=centrPKVP(x,TN);
% x - вхідний сигнал
% TN - період сигналу, який рівний кількості точок в межах періоду сигналу;
% dt - Крок дискретизації

if nargin<2, error('Необхідно ввести не менше 2-ох аргументів'); end;

komp=kompPKVP(x,TN);
m=mean(komp');
N=length(x);
for k=0:(N/TN)-1
    xc((1:TN)+k*TN)=x((1:TN)+k*TN)-m(1:TN);
end;
```

Г.2.4. Оцінювання спектральних компонент.

```
function [Bk]=PKVPkomp(xx,NT,dt,kk);

% Оцінювання спектральної компоненти
% [Bk]=PKVPkomp(x,T,dt,kk);
% B(u)=PKVP(x,T);; Bk(u)=Mt{x(t)*x(t+u)*exp(2*pi*t*u*k/T)};
% xx - вхідний сигнал центрований
% NT - період сигналу, рівний кількості точок на періоді;
% kk - кількість компонент
```

```

if nargin<4, error('Необхідно ввести не менше 4-ох аргументів'); end;
NT=fix(NT);
x=formatmasiv(xx,NT);
xc=centrPKVP(x,NT);
N=length(x);
x1=xc;
l=2*pi/(NT*dt);
for k=1:kk
    x1=xc;
e=exp(-i*l*k*(0:N-1));
for u=1:N
    Bk(k,u)=sum(xc(1:N-u+1).*x1(1:N-u+1).*e(1:N-u+1))/(N-u+1);
    x1=shift(x1,-1);
end;
end;
Bk=abs(Bk);

```

Г.2.5. Числення оцінки кореляційної функції

```

function b=corPKVP(x);

% Оцінка кореляції
% b=corPKVP(x);
% x - вхідний сигнал центрований

if nargin<1, error('Необхідно ввести дані'); end;

N=length(x);
x1=x;
for u=1:N
    b(u)=sum(x(1:N-u+1).*x1(1:N-u+1));
    b(u)=b(u)/N;
    x1=shift(x1,-1);
end;

```

Г.2.6. Дискретне перетворення Фур'є

```

function [spektr,freque]=dft(x,dt,k);

% Дискретне перетворення Фур'є
% [spektr,freque]=dft(x,dt,k);
% x - вхідний сигнал
% dt - час дискретизації

```

```

% k - кількість точок на частотній шкалі
% spektr - значення амплітуд на частотах freque

if nargin<2, error('Необхідно ввести не менше 2-ох аргументів'); end;
if nargin<3, k=length(x); end;

% Довжина реалізації вхідної x
N=length(x);
% Перетворення Фур'є
y=fft(x,N);
% АЧХ
y=abs(y)/N*2;
% Частота дискретизації
fd=1/dt;
% Крок дискретизації
df=fd/N;
% Значення частот дискретизації з кроком df
f=0:df:fd-df;

% Вибірка частот і значення амплітуд з довжиною k
freque=f(1:k); spektr=y(1:k);

```

Г.2.7. Формування стаціонарних компонент ПКВП

```

function komp=kompPKVP(x,NT);

```

```

% Формування стаціонарних компонент із нестационарного процесу
% komp=kompPKVP(x,NT);
% x - вхідний сигнал
% NT - період корельованості, який рівний кількості значень на періоді

if nargin<2, kompс=0; end;
len=1:NT:length(x);
for j=0:NT-1
komp(j+1,1:length(len))=x(len+j);
end;
end

```

Г.2.8. Оцінювання спектральних компонент

```

function [B,b]=sinfaz(xx,NT,kilkist);

```

```

% Оцінювання спектральних компонент синфазним методом з урахуванням
ВКЗ

```

```

% [B,b]=sinfaz(xx,NT,kilkist);;

% B - оцінки спектрально-коваріаційних компонент

% b - оцінки параметричної коваріації

% xx - вхідна послідовність

% TN - період послідовності, який рівний кількості точок на періоді

% kilkist - кількість точок масиву спектральних компонент

if nargin<2, error('Мало параметрів'); end;
NT=fix(NT);
if nargin<3, kilkist=NT; end;
x=formatmasiv(xx,NT);
N=length(x);
kil=N/NT;
xc=centrPKVP(x,NT);
komp=kompPKVP(xc,NT);
U=size(komp,1)
K=size(komp,2)
b=zeros(U,U);
x1=komp;
for t=1:U
    for u=1:U
        for k=1:K
            b(t,u)=b(t,u)+komp(1,k)*komp(1+u-1,k);
        end;
        b(t,u)=b(t,u)/sum(1:K);
    end;
    for n=1:K
        komp(:,n)=shift(x1(:,n),-t)';
    end;
end;
for k=1:NT
    BB(:,k)=abs(fft(b(:,k)))/NT*2;
end;
V=BB(1:kilkist,:);

```

Г.3. Оцінювання достовірності характеристик математичної моделі ЕКС у вигляді ПКВП

```
function [pd,p,s]=Neiman_Pirson(x,pf,T);
```

```

% Оцінювання достовірності за критерієм Неймана-Пірсона
% [pd,p,s]=Neiman_Pirson(x,pf,NT);

% x - вхідний сигнал
% pf - імовірність хибного рішення
% NT - період вхідного сигналу, відносний до періоду дискретизації
%
if nargin<3, error('Необхідно ввести не менше 3-ох аргументів'); end;
%
%
% Центрування вхідного сигналу
xc=centrPKVP(x,NT);
%
% Формування стаціонарних компонент
xx=компрPKVP(xc,NT);
%
% Числення спектральної густини потужності сигналу як стаціонарного
for k=1:size(xx,2)
    ps(k,:)=psd(xx(:,k));
end;
%
% Числення матсподівання спектральної густини потужності сигналу як
стаціонар. m0=mean(mean(ps));
%
% Числення дисперсії спектральної густини потужності сигналу як
стаціонарного
D0=std(std(ps));
%
% Поріг прийняття рішення
U=sqrt(D0)*norminv((1-pf),0,1)+m0;
%
% Синфазне опрацювання сигналу як ПКВП
%
Vk=sinfaz(xc,NT,20);
%
% Числення оцінки матсподівання спектральних компонент
m1=mean(mean(Vk));
%
% Числення оцінки дисперсії спектральних компонент
D1=sqrt(std(sqrt(std(Vk))));
%
% Числення достовірності із врахуванням структури оцінок сигналу як ПКВП
pd=1-normpdf((U-m1)/D1,0,1)

```



```
% Формування масиву для побудови кривих виявлення при змінні D1 -  
дисперсії  
n=0;  
for D=0.01:0.001:1  
    n=n+1;  
    s(n)=D;  
    p(n,:)=1-normpdf((U-m1)/D,0,1);  
end;
```

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Автоматизированный анализ сердечных дизритмий / [Томас Л.Дж., Кларк К.У., Мед Ч.Н., Рипли К.Л., Спеннер Б.Ф., Оливер Г.Л.] // ТИИЭР. – 1979. – Т.67, №9. – С. 173-192.
2. Аксельрод А.С. Холтеровское мониторирование ЭКГ: возможности, трудности, ошибки. 2-е изд., испр. и доп / А.С.Аксельрод, А.Л.Сыркин, П.Ш.Чомахидзе. – М.: МИА, 2007. – 192с.
3. Алгоритм моделювання дискретних стаціонарних лінійних випадкових процесів / [Я.В.Литвиненко, С.А.Лупенко, Л.И.Чупрін, Л.М.Щербак] // Актуальні проблеми автоматизації та інформаційних технологій. – Дніпропетровськ: Навчальна книга, 2000. – Т.4. – С. 52-58.
4. Андерсон Т. Статистический анализ временных рядов / Т.Андерсон ; пер. с англ. – М.: Мир, 1976. – 755 с.
5. Артур Р.М. Анализ электроэнцефалограмм, кривых кровяного давления и электрокардиограмм на цифровой вычислительной машине / Р.М.Артур, Ж.Р.Кокс, Ф.Нолл, // ТИИЭР. – 1972, № 4. – С. 36-70.
6. Ахутин В.М. Сравнение методов статистического анализа электрокардиосигналов / В.М.Ахутин, Э.М.Богдановский, Б.Ф.Шкапин // Биофизика. – 1968. – Т. 13, № 4. – С. 706-711.
7. Бабак В.П. Обробка сигналів: підручник / В.П.Бабак, В.С.Хандецький, Е.Шрюфер. – К.: Либідь, 1996. – 392 с.
8. Баевский Р.М. Временная организация функций и адаптивно-приспособительная деятельность организма // Теоретические и прикладные аспекты анализа временной организации биосистем. – М.: Наука. – С. 88-111.
9. Баум О.В. Физико-математическая модель генеза электрокардиограмм / О.В.Баум, Д.Э.Дубровин // Биофизика. – 1971. – Т.16, №5. – С. 898-903.
10. Бендат Дж. Прикладной анализ случайных данных / Дж.Бендат, А.Пирсол; пер. с англ. – М.: Мир, 1989. – 540 с.
11. Біомедичні сигнали та їх обробка / [Абакумов В.Г., Геранін В.О., Рибін О.І., Сватош Й. Синкоп Ю.С.]. – К.: ТОО "ВЕК+", 1997. – 349 с.
12. Бол Г. Исследования в области электрокардиографии и магнитокардиографии / Р. Макфи, Г. Бол. // ТИИЭР. – 1972. – Т. 60, №3. – С. 53-98.
13. Варонецкас Г. Особенности динамики ритмограмм во время различных стадий и фаз сна / Г.Варонецкас ; под ред. Д. Жемайтите, Л. Телькснис. – Вильнюс: Мокслас, 1982. – С. 52-74.
14. Вентцель Е.С. Теория вероятностей и ее инженерные приложения / Е.С.Вентцель, Л.А.Овчаров. – М.: Наука, гл. ред. физ.-мат. лит., 1988. – 480 с.
15. Виленкин С.Я. Статистическая обработка результатов исследования случайных функций / С.Я.Виленкин. – М.: Энергия, 1979. – 320 с.

16. Войчишин К. О простой стохастической модели естественных ритмических процессов / К.Войчишин, Я.Драган // Отбор и передача информации. – 1971. – С. 7-15.
17. Воскресенский А.Д. Статистический анализ сердечного ритма и показатели гемодинамики в физиологических исследованиях / А.Д.Воскресенский, М.Д.Вентцель // Проблемы космической биологии. – М., 1974. – С. 42.
18. Вычислительные системы и автоматическая диагностика заболеваний сердца ; под. ред. Ц. Касереса и Л. Дрейфуса. – М.: Мир, 1974. – 504 с.
19. Габинский Я.Л. Кардиоинтервалография и автокорреляционный анализ сердечного ритма в динамических исследованиях у больных острым инфарктом миокарда / Я.Л.Габинский // Вопросы неотложной помощи. – Свердловск, 1977. – С. 15-17.
20. Гоулд Б. Теория и применение цифровой обработки сигналов / Л.Рабинер, Б.Гоулд. – М.: Мир, 1978. – 848 с.
21. Гоффман Б. Электрофизиология сердца / Б.Гоффман, П.Крейнфилд ; пер. с англ. – М.: Иностран. лит., 1962. – 407 с.
22. Гротова А.В. Современные методы функциональной диагностики в кардиологии / Д.Д.Зотов, А.В.Гротова. – СПб.: Фолиант, 2002. – 119 с.
23. Дабровски А. Суточное мониторирование ЭКГ / А.Дабровски, Б.Дабровски, Р.Пиотрович. – М.: Медпрактика, 2000. – 208 с.
24. Дедів Л.Є. Імітаційна модель електрокардіосигналу на основі кусково-періодично корельованого випадкового процесу із врахуванням його циркадної динаміки / Л.Є.Дедів // Науковий вісник Чернівецького університету: Збірник наук. праць. Вип. 423: Фізика. Електроніка.: Тематичний випуск “Комп’ютерні системи та компоненти”. – Чернівці: Рута, 2008. – Ч. 1. – С. 50-53.
25. Дедів Л.Є. Метод візуалізації добових електрокардіосигналів для систем голтерівського моніторингу / Л.Є.Дедів, В.П.Забитівський, М.О.Хвостівський // Український журнал телемедицини та медичної телематики. – Донецьк: ТОВ „Цифрова типографія”, 2010. – Т. 8, №1. – С. 22-25.
26. Дедів Л. Опрацювання добового електрокардіосигналу синфазним методом / Л.Дедів, Я.Драган // Матеріали міжнародної науково-технічної конференції «Фундаментальні та прикладні проблеми сучасних технологій» присвяченої 50-річчю заснування ТНТУ та 165-річчю з дня народження Івана Пулюя. – Тернопіль: ТНТУ ім. І.Пулюя, 2010. – С. 428.
27. Дедів Л.Є. Математична модель добового електрокардіосигналу у вигляді кусково-періодично корельованого випадкового процесу / Л.Є. Дедів, Я.П Драган, М.О.Хвостівський // Сборник научных трудов по материалам международной научно-практической конференции «Современные направления теоретических и прикладных исследований '2010». Технические науки. – Одесса: Черноморье, 2010. – Т. 3. – С. 70.
28. Дедів Л. Обґрунтування математичної моделі добового електрокардіосигналу у вигляді кусково-періодично корельованого

- випадкового процесу / Я. Драган, Л. Дедів // Вісник Тернопільського національного технічного університету. – Тернопіль: ТНТУ ім. І. Пулюя, 2010. – Т. 15, № 2. – С. 154-158.
29. Дедів Л.Є. Використання алгебри алгоритмів для синтезу алгоритму опрацювання біомедичних сигналів / Л.Є. Дедів, Я.П. Драган, М.О. Хвостівський // Сборник научных трудов по материалам международной научно-практической конференции «Перспективные инновации в науке, образовании, производстве и транспорте '2010». Технические науки. – Одесса: Черноморье, 2010. – Т. 4. – 11 с.
30. Дедів Л. Імітаційна модель електрокардіосигналу / Л. Дедів, В. Дунець, Т. Легкий // Матеріали дванадцятої наукової конференції Тернопільського державного технічного університету імені Івана Пулюя. – Тернопіль: ТНТУ ім. І. Пулюя, 2008. – С. 11.
31. Дедів Л.Є. Опрацювання добового електрокардіосигналу синфазним методом для підвищення інформативності систем голтерівського моніторингу / Л.Є. Дедів, М.О. Хвостівський, Г.М. Осухівська // Вісник Хмельницького національного університету. – Хмельницький: ХНУ, 2010. – № 3. – С. 212-216.
32. Дедів Л. Використання алгебри алгоритмів для оптимізації складності синфазного алгоритму опрацювання електрокардіосигналів в системах голтерівського моніторингу / М. Хвостівський, Л. Дедів // Збірник тез доповідей XIV наукової конференції Тернопільського національного технічного університету імені Івана Пулюя. – Тернопіль: ТНТУ ім. І. Пулюя, 2010. – С. 36.
33. Дехтярь Г.Я. Электрокардиографическая диагностика : 2-е изд., перераб. и доп. / Г.Я. Дехтярь. – М.: Медицина, 1972. – 416 с.
34. Дисенкис Г. Спектральный анализ и его приложения / Г. Дисенкис, Д. Ватте. – М.: Мир, 1971. – Вып. 1. – 318 с.
35. Долобчан З.Л. Основы клинической электрофизиологии и биофизики сердца. Введение к клинической электромеханокардиологии / З.Л. Долобчан. – М.: Медицина, 1968. – 475 с.
36. Драган Я.П. Енергетична теорія лінійних моделей стохастичних сигналів / Я.П. Драган. – Львів: Центр стратегічних досліджень еко-біотехнічних систем, 1997. – XVI+333с.
37. Драган Я. П. Варіаційний алгоритм визначення періоду корельованості періодично корельованого випадкового процесу як моделі голосних звуків / Я. П. Драган, Л. Б. Чорна, Б. І. Яворський // Вісник Державного університету Львівська політехніка: Зб. наук. пр. (№ 337, Прикладна математика). — Львів: держ. ун-т „Львівська політехніка”, 1998. — С. 166-169.
38. Драган Я.П. Концепції і принципи побудови моделей для означення метрологічних характеристик ритміки кардіосигналів / Я.П. Драган, Б.І. Яворський, Є.Б. Яворська // Вісник нац. унів. “Львівська політехніка”: зб. наук. пр. — Львів: Національний університет “Львівська політехніка”, 2002.— № 443. — С. 200-205. — (Серія „Радіоелектроніка та

- телекомунікації”).
39. Драган Я. Поліперіодично корельовані випадкові процеси як адекватні моделі сигналів кратної ритміки природніх явищ і технологічних процесів / Я.Драган, П.Євтух, Л.Сікора, Б.Яворський // Комп'ютерні технології друкарства, 2000, №1. – С.69-90.
 40. Драган Я.П. Случайные процессы с конечной средней мощностью, их спектры и гармонизируемость / Я.П. Драган // Тез. докл. 2-й Вильнюсской конф. по теории вероятностей и математической статистики АНЛитССР. – 1977. – С. 133-134.
 41. Драган Я. П. Інваріанти тонального сигналу на підставі його моделі у вигляді періодично корельованого випадкового процесу / Я.П.Драган, Г.М.Осухівська // Вісник Державного університету “Львівська політехніка”. – Львів: вид-во Держ. ун-ту “Львівська політехніка”, 1998. – Т.1, № 337. – С. 164-166.
 42. Драган Я. П. Описание тональных кардиосигналов с помощью модели периодически коррелированных случайных процессов / Я. П.Драган, Г.М.Осухивская // Проблемы управления и информатики. – 1999. – №1. – С. 78-83.
 43. Драган Я.П. Структура и представление моделей стохастических сигналов / Я.П. Драган. – К.: Наукова думка, 1980. – 384 с.
 44. Драган Я.П. Модели сигналов в линейных системах / Я.П. Драган. – Київ: Наук. думка, 1972. – 302 с.
 45. Драган Я.П. Ковариационный анализ эквидистантных отсчетов функции и гармонизируемых случайных процессов с финитным спектром / Я.П. Драган // Отбор и обработка информации. – 1992. – №8 (84). – С. 1-9.
 46. Драган Я.П. Свойства реализаций случайных процессов и их статистическая репрезентативность / Я.П. Драган // Отбор и передача информации. – 1987. – №76. – С.12-21.
 47. Драган Я.П. Методы вероятностного анализа ритмики океанологических явлений / Я.П. Драган, В.А. Рожков, И.Н. Яворский. – Л.: Гидрометеиздат, 1987. – 319 с.
 48. Драган Я.П. Ритмика морского волнения и подводные акустические сигналы / Я.П. Драган, И.Н. Яворский. – К.: Наукова думка, 1982. – 246 с.
 49. Імітаційна модель електрокардіосигналу / [Дунець В.Л., Хвостівський М.О., Дедів Л.Є., Гевко О.В] // Міжвузівський збірник „Наукові нотатки” Луцького державного технічного університету. – Луцьк: ЛДТУ, 2008. – № 21. – С. 83-88.
 50. Імітаційна модель електрокардіосигналу на основі періодично корельованого випадкового процесу / [Хвостівський М., Дедів Л., Дунець В., Шадріна Г.] // Вісник Тернопільського державного технічного університету. – Тернопіль: ТДТУ ім. І.Пуллюя, 2008. – №3. – С. 201-205.
 51. Імовірнісні моделі випадкових сигналів та полів у прикладах та задачах: Навч. Посібник / [Омельченко В.О., Безрук В.М., Драган Я.П., Колесников О.О., Омельченко А.В.]. – К.: ІСДО, 1996. – 272 с.

52. Информационные связи био-гелио-геофизических явлений и элементы их прогноза / [Войчишин К.С., Драган Я.П., Куксенко В.И., Михайловский В.Н.] – К.: Наукова думка, 1974. – 208 с.
53. Ито К. Вероятностные процессы / К. Ито. – М.: Изд-во иностр. лит., 1960. – Ч.1. – 133 с.
54. Кельман И.М. Электрокардиография и фонокардиография / И.М.Кельман. – М.: Медицина, 1974. – 152 с.
55. Кендэл М.Д. Теория статистики / Д.Э.Юл, М.Д.Кендэл. – М.: Госстатиздат, 1960.
56. Колмогоров А.Н. Элементы теории функций и функционального анализа / А.Н.Колмогоров, С.В.Фомин. – М.: Наука, 1976. – 544 с.
57. Лабутин В.К. Автоматический анализ электрокардиограмм / Л.В.Чирейкин, Д.Я.Шурыгин, В.К.Лабутин. – Л.: Медицина, 1977. – 248 с.
58. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники / Б.Р.Левин. – М.: Сов. Радио, 1974. – Т.1. – 552 с.
59. Литвиненко Я.В. Математична модель електрокардіосигналу для задач визначення його діагностично важливих зон / Я.В.Литвиненко // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. – Хмельницький: Навчальна книга. – 2004. – №2. – С. 86-93.
60. Лупенко С.А. Конструктивна математична модель сигналів серця на основі лінійних періодичних випадкових процесів та полів / С.А.Лупенко, Л.М.Щербак // Вісник Тернопільського державного технічного університету – Тернопіль: ТДТУ ім. І.Пулюя, 2000. – №4. – С. 101-110.
61. Лупенко С.А. Конструктивна математична модель сигналів серця в технічних системах кардіометрії / С.А.Лупенко, Л.М.Щербак // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. – Хмельницький: Навчальна книга, 2000. – № 2. – С. 133-136.
62. Лупенко С.А. Математичне моделювання та методи обробки циклічних сигналів серця в діагностичних системах кардіометрії / С.А.Лупенко // Вісник Тернопільського державного технічного університету. – Тернопіль: ТДТУ ім. І.Пулюя, 2001. – Т.6. – № 3. – С. 103-111.
63. Лупенко С.А. Математична модель сигналів серця / С.А.Лупенко // Тези доповідей четвертої і наук.-техн. конф. ТДТУ "Прогресивні матеріали та обладнання в машино і приладобудуванні". – Тернопіль: ТДТУ ім. І.Пулюя. – 2000. – С. 86.
64. Макаров Л.М. Холтеровское мониторирование / Л.М.Макаров. – М.: Медпрактика, 2000. – 216 с.
65. Мармарелис В. Анализ физиологических систем. Метод белого шума / П.Мармарелис, В.Мармарелис. – М.: Мир, 1981. – 480 с.
66. Минкин Р.Б. Электрокардиография и фонокардиография / Р.Б.Минкин, Ю.Д.Павлов. – Л.: Медицина, 1988. – 256 с.
67. Мурашко В.В. Электрокардиография : учеб. пособие, 3-е изд., перераб. и доп. / В.В.Мурашко, А.В.Струтынський. – М.: ООО “МЕДпрес”, 1998. – 313 с.

68. Овсяк В. Синтез і дослідження алгоритмів комп'ютерних систем / [В. Овсяк, В. Бритковський, О. Овсяк, Ю. Овсяк] – Львів: УАД, 2004. – 276 с.
69. Овсяк В. Операція елімінування з константними умовами / В.Овсяк // Комп'ютерні технології друкарства. – Львів: Українська академія друкарства, 2008. – № 19. – С. 61-65.
70. Омельченко В.А. Ортогональное разложение случайных сигналов и полей / В.А.Омельченко. – К: УМКВО, 1991. – 140 с.
71. Орленко Н.С. Імітаційне моделювання: навч. посібник / В.Ф.Ситник, Н.С.Орленко. – К.; КНЕУ, 1998. – 232 с.
72. Основные инструментальные методы исследования сердца / [Милославский Я.М., Ходжаева Д.К., Нефедова А.И., Ослопов В.Н.]. – Казань: издательство Казанского университета, 1983. – С. 142.
73. Осухівська Г. М. Математична модель тонового сигналу для діагностики стану клапанів серця людини : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук : спец. 01.05.02 „Математичне моделювання та обчислювальні методи” / Г.М. Осухівська. – Тернопіль, 1999. – 20 с.
74. Осухівська Г.М. Обґрунтування вибору фільтру для статистичного аналізу тональних сигналів / Г.М.Осухівська // Вісник Тернопільського державного технічного університету. – Тернопіль: ТНТУ ім. І.Пулюя, 1997. – Т.2. – С. 57-62.
75. Палагин Ю.И. Прикладные методы статистического моделирования / А.С.Шалигин, Ю.И.Палагин. – Ленинград: Машиностроение, 1986. – 320 с.
76. Пешель М. Моделирование сигналов и систем / М.Пешель. – М.: Мир, 1981. – 300 с.
77. Пугачев В.С. Теория случайных функций / В.С.Пугачев. – М: Физматгиз, 1960. – 883 с.
78. Пугачев В.С. Теория случайных функций и ее применение к задачам автоматического управления / В.С.Пугачев. – М.: Гос. изд.-во технико-теоретической лит., 1957. – 660 с.
79. Пустыльник Е.И. Статистические методы анализа и обработки наблюдений / Е.И.Пустыльник. – М: Наука, 1968. – 288 с.
80. Рябыкина Г.В. Методические рекомендации по практическому использованию холтеровского мониторинга ЭКГ / Г.В.Рябыкина // Кардиология. – 2002. – № 5. – С. 85-91.
81. Сантопетро Р.Ф. Происхождение и характеристики основного сигнала, шума и наводки в высокочастотной электрокардиограмме / Р.Ф.Сантопетро // ТИИЭР. – 1977. – Т.65, №5. – С. 137-145.
82. Сжатие данных для хранения и передачи электрокардиограмм и векторкардиограмм / [Уомбл М.Э, Холлидей Дж.С, Миттер С.К., Ланкастер М.С., Трибвассер Дж. Х.] // ТИИЭР. – 1977. – Т.65, №5. – С. 131-136.
83. Тихонов В.И. Статистическая радиотехника / В.И.Тихонов. – М; Радио и связь, 1982. – 624 с.

84. Чорна Л.Б. Модель голосного звуку як періодично корельованого випадкового процесу в задачі розпізнавання стану / Л.Б. Чорна // *Радиоэлектроника и информатика*. – 1998. – № 3. – С. 155-162.
85. Шакин В.В. Вычислительная электрокардиография / В.В Шакин. – М.: Наука, 1981 – 166 с.
86. Шакин В.В. Выбор адекватной математической модели для решения обратной задачи электрокардиографии / В.В.Шакин // *Новые направления в электрокардиографии. Труды 2-го Межд. симп. по электрокардиологии*. – Ереван. – 1973. – С. 46 -47.
87. Шакин В.В. Кибернетические методы изучения электрокардиограмм / В.В.Шакин // *Радиоэлектроника в медицине: Научный обзор ВНИИ медицинской и медико-технической информации*. – М., 1966. – В. 1. – С. 3 -35.
88. Ширяев А.Н. Вероятность / А.Н.Ширяев. – М.: Наука, 1980. – 576 с.
89. Шульгин В.И. Система холтеровского мониторингирования КардиоСенс. Руководство пользователя / В.И.Шульгин. – Харьков: НАУ «ХАИ», 2006. – 124 с.
90. Яглом А.М. Корреляционная теория случайных функций / А.М.Яглом. – Ленинград: Гидрометеоиздат, 1981. – 280 с.
91. Agarwal J. Heart rate variability for risk stratification of life-threatening arrhythmias / L.Dreifus, J.Agarwal, E.Botvinick // *J. Am. Coil. Cardiol.* – 1993. – P. 948 - 950.
92. Aliot E. Task force on sudden cardiac death of the European Society of Cardiology / S.G.Priori, E.Aliot, C.Blomstrom-Lundqvist // *Eur. Heart J.* – 2001. – Vol. 22. – P. 1374-1450.
93. Berlad I. Power spectrum analysis and heart rate variability in stage 4 and REM sleep: evidence for state-specific changes in autonomic dominance / I.Berlad, A.Shlitner, P.Lavie // *J. Sleep. Res.* – 1993.
94. Brown H. How does adrenaline accelerate the heart? / H.Brown, D.Difrancesco, S.Noble – *Nature*, 1979. – P. 235-236.
95. Burger H. Measurements of the specific resistance of the human body to direct current / H.Burger, J.Van Milaan // *Acta Med. Scan.* – 1943. – Vol. 114. – 584 p.
96. Furlan R. Continuous 24-hour assessment of the neural regulation of systemic arterial pressure and RR variabilities in ambulant subjects / R.Furlan, S.Guzelli, W.Crivellaro. – *Circulation*, 1990. – P. 537-547.
97. Harris F. On the use of windows for harmonic analysis with the Discrete Fourier Transform / F.Harris // *IEEE Proa* – 1978. – P. 51-83.
98. Holter N.J. New method for heart studies: continuous electrocardiography of active subjects over long periods is now practical / N.J.Holter. – *Science* 1961. – p. 1214-1220.
99. Johnston. The electrical conductivity of the tissues near the heart and its bearing on the distribution of cardiac action currents / W.Kaufman, Johnston. // *Amer. Heart J.* – 1955. – Vol. 26. – 243 p.

100. Kay C. Specific resistivity of body tissues / H.Schwan, C.Kay // *Circ. Res.* – 1956. – Vol. 4. – P. 664-670.
101. Koopmans L.N. The spectral analysis of time series / L.N. Koopmans. – New York ect.: Acad. Press, 1974. – 378 p.
102. Malik M. Influence of the recognition artefact in the automatic analysis of long-term electrocardiograms on time-domain measurement of heart rate variability / M.Malik, R.Xia, O.Odemuyiwa // *Med. Biol. Eng. Comput.* – 1993. – P. 539-544.
103. McKusick V.A. Spectral phonocardiography: problems and prospects in application of bell sound spectrograph to phonocardiography / V.A.McKusick, S.A.Talbot, G.N.Webb. – Johns Hork. Hops., 1954. – P. 187 - 198.
104. Ovsyak V. Algebra of Algorithms. / V.Ovsyak // *Modern problems in radio engineering, telecommunications and computer science: Proceedings of the International Conference TCSET'2006, February 28 – March 4, 2006.* – 2006. – L'viv – Slavske, Ukraine. – P. 66-67
105. Priori S. Sympathetic nervous system and cardiac arrhythmias / P.Schwartz, S.Priori // *Cardiac Electrophysiology. From Cell to Bedside.* – Philadelphia: W.B.Saunders, 1990. – P. 33-43.
106. Umali M.U. Circadian and sleep stage influences on cardiac autonomic tone / M.U.Umali, M.F.Hilton, S.P.Kres // *Sleep.* – 2000.
107. White W.B. Blood pressure monitoring in cardiovascular medicine and therapeutics / W.B.White – New Jersey: Humana Press. Inc., 2001. – 308 p.
108. Мурашко В.В. Электрокардиография / В.В. Мурашко, А.В. Струтынский; Медицина. — М.: Медицина, 1991. — 288 с.
109. Кардиосенс. Система холтеровского мониторинга. ЭКГ и АД. URL: https://xai-medica.com/advertisement/cardiosens_2017_ru.pdf (дата звернення: 14.06.2021).

Навчальне видання

Дедів Л.Є., Сверстюк А.С., Дедів І.Ю.,
Хвостівський М.О., Дозорський В.Г., Яворська Є.Б.

Математичне та комп'ютерне моделювання електрокардіосигналів у системах голтерівського моніторингу

Монографія

Формат 70x100/16

Папір офсетний. Гарнітура Тип Таймс Умовн. друк. арк. 9,8

ПП "Магнолія 2006"

а/с 431, м. Львів-53, 79053, Україна, тел.+380503701957 e-mail: picha1938@ukr.net

Свідоцтво про внесення суб'єкта видавничої справи
до Державного реєстру видавців, виготівників і розповсюджувачів видавничої
продукції: серія ДК № 2534 від 21.06.2006 року, видане Державним комітетом
інформаційної політики, телебачення та радіомовлення України

Видавець Марченко Т. В.

Свідоцтво про внесення суб'єкта видавничої справи
до Державного реєстру видавців, виготовлювачів і розповсюджувачів
видавничої продукції: серія ДК № 6784 від 30.05.2019 року,
видане Державним комітетом інформаційної політики, телебачення та
радіомовлення України

Надруковано у друкарні видавця ФОП Марченко Т. В.



Дедів Леонід Євгенович – кандидат технічних наук (2011), доцент (2014), доцент кафедри біотехнічних систем Тернопільського національного технічного університету імені Івана Пулюя. Автор понад 80 наукових та навчально-методичних праць.

ORCID: 0000-0002-2963-6948.

Сфера наукових інтересів: математичне моделювання біосигналів, біоінформатика, біопротезування.



Сверстюк Андрій Степанович – кандидат технічних наук (2010 рік), доцент (2012 рік), доктор технічних наук (2020 рік), професор кафедри медичної інформатики Тернопільського національного медичного університету імені І.Я. Горбачевського. Автор понад 170 наукових та навчально-методичних праць.

ORCID: 0000-0001-8644-0776.

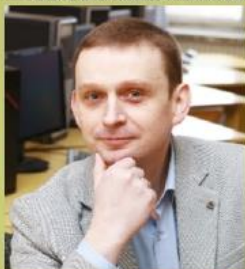
Сфера наукових інтересів: математичне моделювання та методи опрацювання кардіосигналів; розроблення та дослідження кіберфізичних біосенсорних систем.



Дедів Ірина Юрївна – кандидат технічних наук (2013 рік), доцент (2021 рік), доцент кафедри радіотехнічних систем Тернопільського національного технічного університету імені Івана Пулюя. Автор понад 60 наукових та навчально-методичних праць.

ORCID: 0000-0002-4913-139X.

Сфера наукових інтересів: математичне та комп'ютерне моделювання сигналів, телекомунікації.



Хвостівський Микола Орестович – кандидат технічних наук (2010), доцент (2013), доцент кафедри біотехнічних систем Тернопільського національного технічного університету імені Івана Пулюя. Автор понад 90 наукових та навчально-методичних праць.

ORCID: 0000-0002-2405-4930.

Сфера наукових інтересів: математичне та комп'ютерне моделювання біосигналів та біосистем, комп'ютерна інженерія, медична інформатика, програмна інженерія.



Дозорський Василь Григорович – кандидат технічних наук (2013), доцент (2016), доцент кафедри біотехнічних систем Тернопільського національного технічного університету імені Івана Пулюя. Автор понад 80 наукових та навчально-методичних праць.

ORCID: 0000-0001-6744-3015.

Сфера наукових інтересів: математичне моделювання біосигналів, біоінформатика, біопротезування.



Яворська Євгенія Богданівна – кандидат технічних наук (2009), доцент (2011), завідувач кафедри біотехнічних систем Тернопільського національного технічного університету імені Івана Пулюя. Автор понад 80 наукових та навчально-методичних праць.

ORCID: 0000-0001-6341-1710.

Сфера наукових інтересів: математичне та комп'ютерне моделювання біосигналів.



9 786175 742181