

СТАТИСТИЧНИЙ МЕТОД ВИЗНАЧЕННЯ ЗОННОЇ СТРУКТУРИ ЕЛЕКТРОКАРДІОСИГНАЛУ В АВТОМАТИЗОВАНИХ ДІАГНОСТИЧНИХ СИСТЕМАХ

Обґрунтовано нову стохастичну математичну модель електрокардіосигналу, яка враховує його зонну структуру. Проаналізовано відомі методи обробки електрокардіосигналів в автоматизованих діагностичних системах. Сформульовано постановку науково-технічної задачі визначення зонної структури електрокардіосигналу. Базуючись на обґрунтованій математичній моделі, створено новий статистичний метод визначення зонної структури електрокардіосигналу і отримані результати його використання.

Вступ. Створення сучасних кардіодіагностичних систем є важливою і актуальною науково-технічною проблемою не тільки на Україні, а й у інших державах. Лікування серцевих захворювань становить найбільш поширений напрям медичної практики. Особливо гостро стоять задачі діагностики серцево-судинних захворювань, які неможливо ефективно розв'язати без використання відповідних медичних систем, приладів, в тому числі і кардіодіагностичних систем. Застосування засобів обчислювальної техніки в таких системах значно розширило їх потенційні можливості, які на сьогодні використовуються не в повній мірі. Останнє обумовлено тим, що результати теоретичних досліджень, в першу чергу, розробки математичних моделей досліджуваних кардіосигналів (електрокардіосигналів), методів їх обробки вимагають створення відповідного математичного (алгоритмічно-програмного) забезпечення.

Об'єкт дослідження. Об'єктом дослідження є електрокардіосигнал, який в певній мірі відображає стан серцево-судинної системи людини. Відомо також, що електрокардіосигнал є одним з основних об'єктів досліджень в кардіології. Саме базуючись на аналізі реалізацій електрокардіосигналу, основними властивостями якого є стохастичність та циклічність (містить кардіоцикли), лікарі-кардіологи приймають те чи інше діагностичне рішення про стан серцево-судинної системи людини.

Відомо [1, 2], що електрокардіосигнал (ЕКС) – це сигнал, який відображає часову залежність різниці електричних потенціалів, що виникають на поверхні тіла людини внаслідок електромеханічної діяльності серця. Структура ЕКС (ідеалізований графік, реалізації ЕКС людини у медичній інтерпретації, зображений на рис. 1.а) має циклічний характер, кожен цикл (кардіоцикл) якого складається з послідовності зон (піків, зубців, інтервалів, сегментів), які відображають певні фази в роботі серця. В кардіоциклі виділяють дві найбільші послідовно розміщені зони, одна з яких відповідає фазі електричної активності серця, а друга – фазі спокою (в ідеалі - різниця електричних потенціалів рівна нулю). Типова зона серцевої активності складається з зони Р, QRS-комплексу (зон Q, R, S), а також зон Т та U (спостерігається рідко). Крім цих зон, у фазі активності можна виділити і інші зони (інтервали, сегменти), наприклад, ділянку між зонами Р та Q.

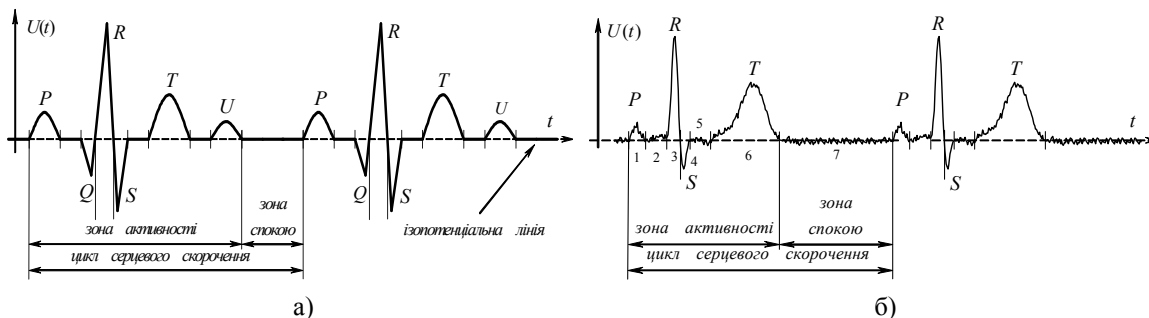


Рис. 1. а) Зображення ідеалізованої реалізації ЕКС з позначенням типових діагностичних зон;
 б) Зображення реальної реалізації ЕКС з позначенням типових діагностичних зон

Відомі методи обробки ЕКС. На даний час в автоматизованих комп'ютеризованих кардіодіагностичних системах використовується широке коло методів [3-8], які лежать в основі обробки ЕКС в часовій області, роботу яких можна поділити на три етапи:

- 1) фільтрація сигналу (підготовчий етап);
- 2) виділення, розпізнавання та вимірювання характерних елементів ЕКС (тривалості та амплітуди діагностичних зон) – основний етап обробки;
- 3) класифікація та інтерпретація ЕКС (етап прийняття діагностичних рішень).

Другий етап є визначальним в ході автоматизованої обробки. Ряд науково-технічних проблем, які виникають під час його реалізації, пов'язані з коректним визначенням діагностичних зон. Проаналізуємо та порівняємо алгоритми, які реалізують цей крок обробки.

Для здійснення даного етапу використовуються методи, в яких визначними параметрами аналізу ЕКС є кількісні характеристики (параметри) сигналу (амплітуда та тривалості зон, площа діагностичної зони, крутизна фронту сигналу, тощо).

До таких методів належать:

- аналіз амплітудних характеристик сигналу;
- аналіз різницевої функції першого порядку (першої похідної) сигналу та порівняння її екстремумів з пороговими значеннями;
- аналіз допоміжних залежностей типу „функції форми”, „узагальненої енергетичної функції” та інших;
- аналіз з використанням еталонних сигналів.

Метод аналізу амплітудних характеристик сигналу [3, 4] передбачає вимірювання амплітуд ЕКС і порівняння їх з відомими пороговими значеннями з метою виявлення R – зубців. Недолік цього методу проявляється в значній чутливості до рівня сигналу та дрейфу ізопотенціальної лінії.

Один з найпоширеніших методів виявлення QRS - комплексів, а точніше R – зубців є метод аналізу різницевої функції першого порядку (першої похідної) та порівняння її екстремумів з пороговими значеннями [4, 5, 6]. Широке використання даного методу пояснюється відносно простою структурою алгоритму та простотою його реалізації. Метод дає хибні результати у випадку зашумлених сигналів, сигналів з трендом.

Наступні алгоритми використовують різні перетворення, результати яких відображають певні властивості ЕКС. Наприклад, як „функцію форми” використовують функцію від модуля різниці другого порядку (другої похідної), що визначається для низькочастотної складової ЕКС [6, 7]. Дані методи також мають недоліки попередніх.

Головна ідея методу еталонів [8] полягає в тому, що один із комплексів QRS на початку аналізу ЕКС приймається за еталон. Далі відбувається його співставлення з іншими QRS – комплексами в залежності від обраної метрики близькості (наприклад, середньоквадратична, рівномірна, кореляційна). Цей метод має велику завадостійкість.

Але головний недолік його полягає в тому, що невдалий вибір зашумленого еталона призведе до помилок при його порівнянні з іншими ділянками ЕКС.

Таким чином, необхідно зазначити, що більшість з проаналізованих алгоритмів мають недоліки, які суттєво впливають на результати комп'ютерної діагностики ще на етапах виділення діагностичних зон. Тому актуальною задачею є створення нового методу обробки ЕКС, який би проводив обробку:

- в часовій області, що дозволить лікарю-діагносту оперувати ознаками захворювань, які встановлені та досліджені в медицині;
- згідно з логікою лікаря-діагноста, як у випадку традиційного визначення характерних ознак ЕКС, зареєстрованого на паперовій стрічці;
- результати якої були б з меншою кількістю помилок в порівнянні з відомими алгоритмами;
- яка адаптується під особливості реалізації ЕКС, тобто адаптація для кожного пацієнта;
- результати якої, в значній мірі, не залежали б від присутності артефактів технічного та біологічного походження в корисному сигналі (шум, тренд тощо).

Дана робота присвячена розробці нового методу виділення діагностично важливих зон ЕКС.

На основі науково-технічних проблем сучасної кардіодіагностики, порівняльного аналізу існуючих методів обробки ЕКС сформулюємо актуальну і важливу науково-технічну задачу, розв'язанню якої і буде присвячена дана робота.

Постановка науково-технічної задачі. Обґрунтувати математичну модель електрокардіосигналу і розробити метод визначення його зонної структури при статистичній обробці його реалізацій. Базуючись на факті наявності зонної структури ЕКС створити алгоритмічно-програмне забезпечення для статистичної обробки реалізацій ЕКС, адаптоване до специфіки з досліджуваних реалізацій ЕКС кожної пацієнтів.

Математична модель ЕКС. Стохастичну, параметричну, конструктивну математичну модель ЕКС, яка враховує зонну часову структуру подамо у вигляді нестационарного циклічного, періодичного випадкового процесу виду:

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

де Z - кількість діагностичних зон одного циклу серцевого скорочення ЕКС; $I_j(t)$ - індикаторні функції j -ї діагностичної зони для кожного циклу серцевого скорочення.

$$I_j(t) = \begin{cases} 1, & t \in \Delta_j \\ 0, & t \notin \Delta_j \end{cases}, \quad j = \overline{1, Z}, \quad t \in [0, \infty), \quad (2)$$

де Δ_j - часові області визначення індикаторних функцій, які відповідають j -м діагностичним зонам в кожному циклі серцевого скорочення.

Розглядаючи ЕКС як нестационарний випадковий процес, слід зазначити, що ансамбль його реалізацій має циклічну структуру. Кожен кардіоцикл реалізації містить зони як зі змінними (зона електричної активності), так і незмінними (зона електричного спокою) ймовірнісними характеристиками (математичне сподівання). Враховуючи апіорну інформацію про структуру реалізацій ЕКС кожен випадковий компоненту $\xi_j(\omega, t)$ вектора $\Xi_Z = \{\xi_j(\omega, t), j = \overline{1, Z}\}$, $\omega \in \Omega$, $t \in [0, \infty)$ моделі (1) подамо як таку, що сформована із стаціонарних $\bar{\xi}_j(\omega, t)$ чи нестационарних $\tilde{\xi}_j(\omega, t)$ випадкових процесів, які відповідають діагностичним зонам електричної активності та спокою на кожному циклі серцевого скорочення. Причому, $\bar{\xi}_j(\omega, t)$ - стаціонарні випадкові процеси у широкому розумінні, а $\tilde{\xi}_j(\omega, t)$ - нестационарні випадкові процеси:

$$\tilde{\xi}_j(\omega, t) = \bar{\xi}_j(\omega, t) + f_j(t). \quad (3)$$

де $f_j(t)$ - детермінована функція, яка відповідає певній фазі електричної активності серця.

Конкретизація параметрів моделі (1) відбувається для кожного досліджуваного пацієнта окремо. Так, наприклад, кількість діагностичних зон Z , як відомо з медичної практики, обумовлена станом серцево-судинної системи людини. Як приклад, на рисунку 1.б наведено реалізацію ЕКС, яка містить сім діагностичних зон ($Z = 7$). Причому зони $j = 2, 5, 7$ - з незмінними, а зони $j = 1, 3, 4, 6$ зі змінними ймовірнісними характеристиками. Оскільки дана модель (1) розглядається в рамках кореляційної теорії, то для визначення моментних функцій, а саме математичного сподівання та кореляційної функції необхідно задати перші дві функції розподілу:

$$F(x;t) = F(x;t + T_k), \quad F(x_1, x_2; t_1, t_2) = F(x_1, x_2; t_1 + T_k, t_2 + T_k), \quad (4)$$

де T_k - тривалість серцевого циклу.

Оскільки мова буде йти про цифрову обробку ЕКС, то в роботі весь виклад матеріалу буде базуватися на дискретній математичній моделі ЕКС:

$$\xi(\omega, k) = \sum_{j=1}^Z I_j(k) \xi_j(\omega, k), \quad \omega \in \Omega, \quad k = \overline{1, K}; \quad (5)$$

$$I_j(k) = \begin{cases} 1, & t \in \Delta_j \\ 0, & t \notin \Delta_j \end{cases}, \quad j = \overline{1, Z}, \quad k = \overline{1, K}, \quad (6)$$

де K –кількість часових відліків зареєстрованої реалізації ЕКС.

Розглянемо, як утворюється область визначення індикаторної функції j -ї діагностичної зони в усіх циклах серцевого скорочення $I_j(k)$, де вона приймає значення, що дорівнює одиниці. Для цього спершу визначимо межі кожної j -ї діагностичної зони для i -го циклу $I_{i,j}(t)$ (рис. 2).

Розглянемо, для прикладу, випадок, коли кожен цикл ЕКС містить вісім діагностичних зон ($Z = 8$), при цьому зони $j = 2, 6, 8$ - це зони з незмінними ймовірнісними характеристиками (математичне сподівання), а зони $j = 1, 3, 4, 5, 7$ – це зони зі змінними ймовірнісними характеристиками (один цикл, див. рис. 2). Тоді можна записати області визначення індикаторної функції для j -х діагностичних зон активності $\tilde{\Delta}_i$ та спокою $\bar{\Delta}_i$, для i -го циклу:

$$\bar{\Delta}_i = \Delta_{i,2} \cup \Delta_{i,6} \cup \Delta_{i,8}, \quad \tilde{\Delta}_i = \Delta_{i,1} \cup \Delta_{i,3} \cup \Delta_{i,4} \cup \Delta_{i,5} \cup \Delta_{i,7}, \quad i = \overline{1, M}, \quad (7)$$

де $\Delta_{i,j}$ - часовий півінтервал, який визначається двома величинами – початком t_j та кінцем t_{j+1} , j -ї діагностичної зони в кожному i -му циклі реалізації ЕКС; M - кількість циклів серцевого скорочення:

$$\Delta_{i,j} = [t_j + (i-1)T_k, t_{j+1} + (i-1)T_k), \quad i = \overline{1, M}, \quad j = \overline{1, Z}. \quad (8)$$

Область визначення Δ_i найбільшої зони ЕКС, яка відповідає серцевому циклу і містить зони активності та спокою, дорівнює об'єднанню областей визначення дрібніших зон, що не перетинаються:

$$\Delta_i = \bar{\Delta}_i \cup \tilde{\Delta}_i = \bigcup_{j=1}^Z \Delta_{i,j}, \quad \Delta_{i,j} \cap \Delta_{s,j} = \emptyset, \quad i \neq s, \quad i, s = \overline{1, M}, \quad j = \overline{1, Z}. \quad (9)$$

На рисунку 2 позначені: T_k - тривалість зони ЕКС, що відповідає цілому серцевому циклу, тривалість якої дорівнює: $T_k = \sum_{j=1}^Z T_j$; $\{T_j, j = \overline{1, 8}\}$ - тривалості кожної діагностичної зони циклу ЕКС.

Постановка задачі виділення діагностично важливих зон в рамках нової математичної моделі ЕКС. Задача виділення діагностично важливих зон ЕКС, враховуючи математичну модель (5), зводиться до визначення невідомих моментів часу t_j, t_{j+1} , які відповідають початку та кінцю діагностичних зон на досліджуваній реалізації ЕКС. Знайшовши область визначення Δ_j індикаторної функції $I_j(k)$ відповідних компонент, ми тим самим розв'яжемо поставлену задачу.

Метод виділення діагностичних зон ЕКС. Оскільки ЕКС ми розглядаємо як нестационарний випадковий процес, в якого є ділянки з постійною поточною дисперсією та математичним сподіванням (стаціонарні), наприклад зона електричного спокою, то необхідно побудувати алгоритм, який би реагував на моменти переходу зон стаціонарних в зони нестационарні. Методи пошуку „розладки” випадкових процесів дозволяють виявляти зміни ймовірнісних характеристик випадкових процесів [9, 10]. Моделлю випадкових процесів з „розладкою” є модель кусково-стаціонарних випадкових процесів (КСВП). Нами була висунута гіпотеза про те, що деякі методи, які дозволяють виявляти „розладку” (зміна ймовірнісних характеристик випадкового процесу) для КСВП, також будуть працювати і з процесами, модель яких відмінна від КСВП, але в структурі яких, як і в структурі КСВП, є ділянки, де ймовірнісні характеристики незмінні.

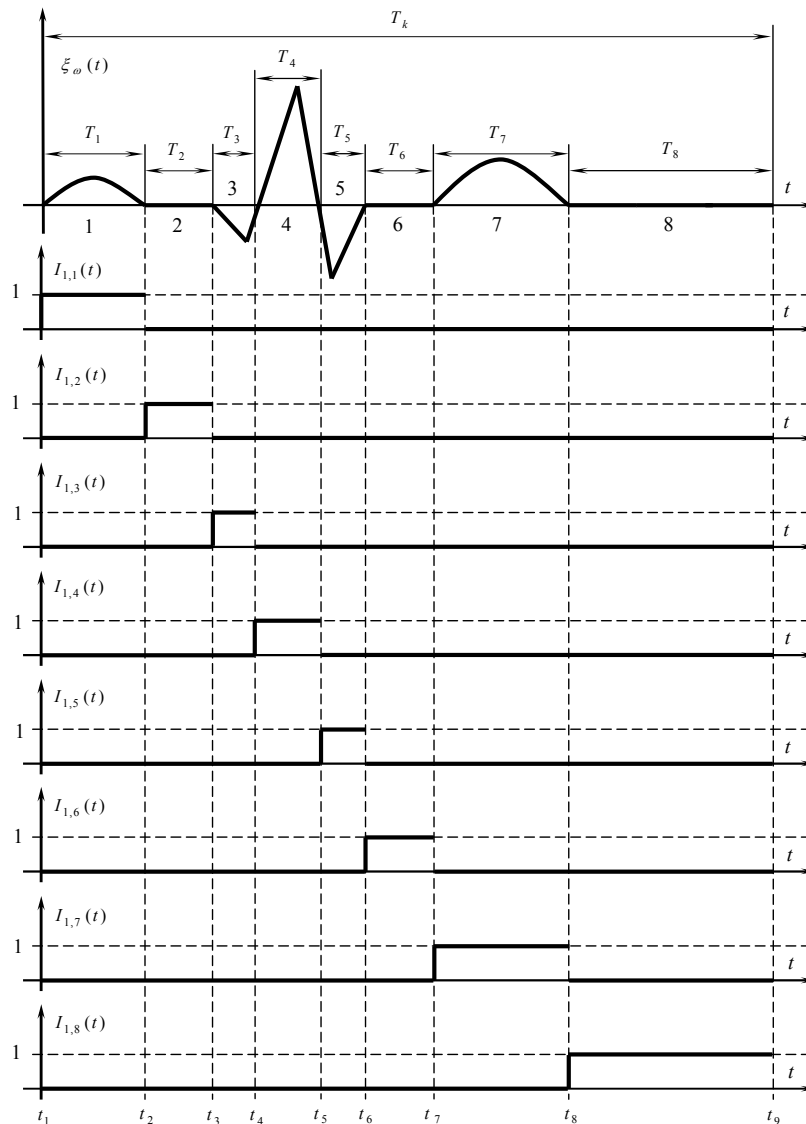


Рис. 2. Зображення ідеалізованого циклу реалізації ЕКС та індикаторні функції для кожної j -ої діагностичної зони

Тому для розв'язання поставленої задачі була застосована непараметрична статистика (10), описана в роботах [11, 12], яка дозволяє виділяти моменти різкої зміни ймовірнісних характеристик процесу:

$$S(l) = \frac{1}{l} \sum_{k=1}^l \xi_{\omega}(k) - \frac{1}{K-l} \sum_{k=l+1}^K \xi_{\omega}(k), \quad (10)$$

де $S(l)$ - значення l -го відліку статистики, $l = \overline{1, K-1}$; K - кількість відліків зареєстрованої реалізації ЕКС; $\xi_{\omega}(k)$ - позначення k -го відліку реалізації дискретизованого ЕКС, $k = \overline{1, K}$.

Статистика (10) дозволяє виявити моменти часу, які відповідають різким змінам математичного сподівання досліджуваного випадкового процесу. Нами була проведена серія статистичних експериментів, деякі результати зображені на рисунках 3, 4. Статистичні дослідження проводились для різного виду ЕКС як в нормі, так і з різними видами патологій. Для експериментальних досліджень використовувались реалізації ЕКС, зареєстровані в II відведенні, оскільки на таких реалізаціях ЕКС найкраще виражені більшість діагностичних зон [1, 2].

З отриманих результатів статистичної обробки слідує, що структура діагностичних зон на реалізаціях ЕКС відповідає структурі зон, утворених екстремумами визначеної статистики (рис. 3, 4). На рисунку 4.б зображено вісім діагностичних зон (I, II, III, IV, V, VI, VII, VIII), з яких складається цикл серцевого скорочення і які утворені екстремумами статистики. З цього рисунка видно, що екстремальні значення отриманої статистики точки (2, 7) відповідають зоні електричної активності серця, а точки (7, 8) – зоні електричного спокою. Крім зон електричної активності та спокою, статистика дозволяє виявляти межі більш дрібніших зон, з яких складається зона електричної активності серця точки (2, 3; 3, 4; 4, 5; 5, 6; 6, 7). Також з рисунків 3, 4 видно, що межі діагностичних зон, встановлених за допомогою екстремумів статистики (пунктирні лінії), не достатньо точно відповідають реальним мелям діагностичних зон (суцільні лінії). Тому для визначення меж діагностичних зон застосування статистики (10) недостатньо. З метою підвищення точності встановлення початків та кінців діагностичних зон нами пропонується алгоритм уточненого визначення меж діагностичних зон. Для пояснення роботи такого алгоритму розглянемо рисунок 5.

Результати статистичної обробки реалізацій ЕКС

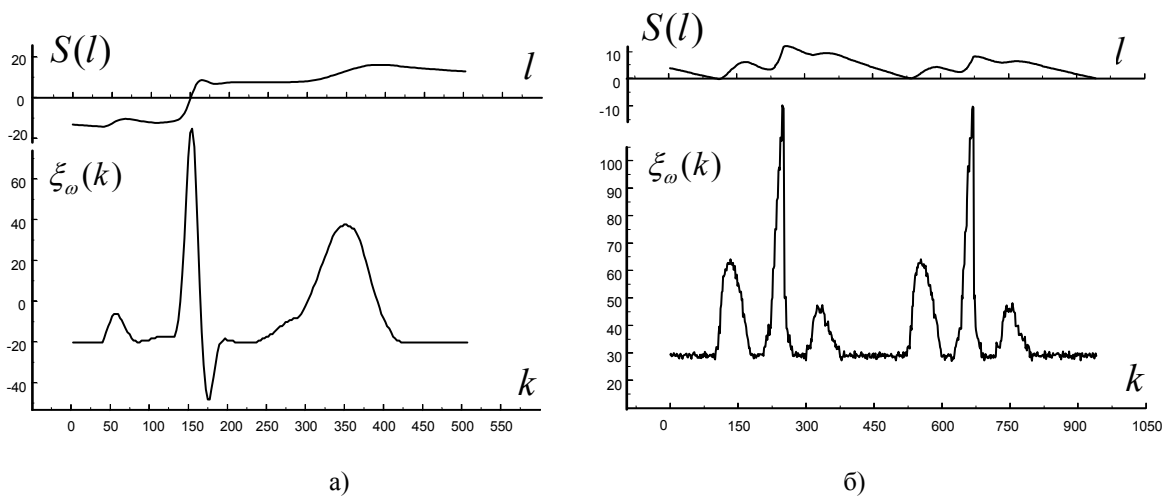


Рис. 3. Реалізація ЕКС та визначена для неї статистика:
 а) один цикл згладженої електрокардіограми в нормі;
 б) два цикли зашумленої електрокардіограми, патологія – синдром гемодинамічного перевантаження і гіпертрофії правого передсердя

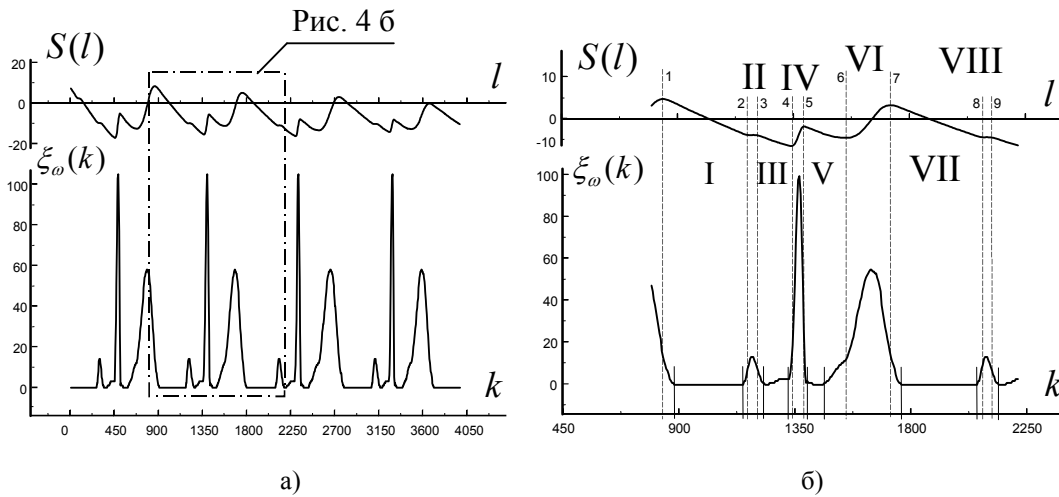


Рис. 4. Реалізація ЕКС та визначена для неї статистика:
 а) чотири цикли згладженої електрокардіограми в нормі;
 б) один цикл згладженої електрокардіограми в нормі, що відповідає частині рис. 4.а

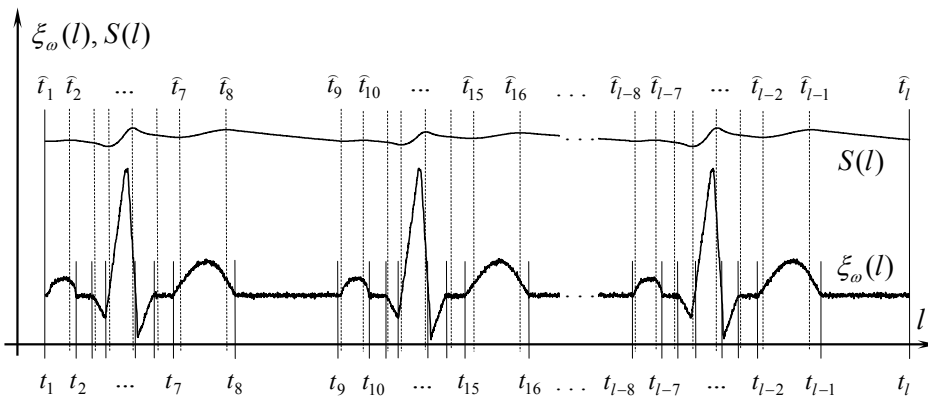


Рис. 5. Реалізація ідеалізованого ЕКС та визначена для неї статистика

Нехай маємо зареєстровану реалізацію ЕКС $\xi_\omega(l)$ та визначену для неї статистику $S(l)$. Моменти часу $t_1 \div t_l$ відповідають початкам та кінцям діагностичних зон на реалізації ЕКС, їх потрібно визначити (l - кількість відліків зареєстрованої реалізації ЕКС). Моменти часу $\hat{t}_1 \div \hat{t}_l$ відповідають значенням екстремумів статистики $S(l)$, причому $t_1 = \hat{t}_1$, $t_l = \hat{t}_l$. Оскільки структура зон, що визначається екстремальними значеннями статистики, відповідає структурі зон на реалізації, то можна визначити часові інтервали статистики, які відповідають ділянкам із незмінними ймовірнісними характеристиками на реалізації (наприклад, ділянка \hat{t}_8, \hat{t}_9 відповідає ділянці t_8, t_9).

З цією метою застосуємо F-критерій [13], який використовують для перевірки двох вибірок на стаціонарність, порівнюючи їх дисперсії. Оскільки відомо, що значення на ділянках ЕКС з незмінними ймовірнісними характеристиками мають нормальний закон розподілу [14, 15], то можна застосувати саме цей критерій. Даний критерій передбачає перевірку гіпотез: H_0 - гіпотеза про стаціонарність (рівність дисперсій) в нашому випадку ділянки реалізації ЕКС; H_1 - гіпотеза про нестаціонарність (не рівність дисперсій). При перевірці гіпотези H_0 відносно H_1 за допомогою цього критерію спочатку визначається статистика (11) для вибірок однакового об'єкту:

$$F = \frac{\bar{D}_1}{\bar{D}_2}, \tag{11}$$

де \bar{D}_1, \bar{D}_2 - оцінки дисперсії першої і другої вибірок їх оцінки, визначаються згідно формули (12) по елементах вибірок, прийнявши останні незалежними. Для дослідження

інтервалу реалізації на стаціонарність формуються дві вибірки шляхом розбиття певного інтервалу статистики, наприклад $[\hat{t}_7, \hat{t}_8]$ навпіл, але самі ж значення вибірки - це значення інтервалу реалізації які відповідають цьому інтервалу статистики:

$$\bar{D}_1 = \frac{1}{N_1 - 1} \sum_{l=1}^{N_1} (\xi_{1\omega}(l) - \bar{m}_{\xi_{1\omega}})^2, \quad \bar{D}_2 = \frac{1}{N_2 - 1} \sum_{l=1}^{N_2} (\xi_{2\omega}(l) - \bar{m}_{\xi_{2\omega}})^2, \quad (12)$$

$$\bar{m}_{\xi_{1\omega}} = \frac{1}{N_1} \sum_{l=1}^{N_1} \xi_{1\omega}(l), \quad \bar{m}_{\xi_{2\omega}} = \frac{1}{N_2} \sum_{l=1}^{N_2} \xi_{2\omega}(l), \quad (13)$$

де $\xi_{1\omega}(l)$ - значення першої вибірки формуються:

$$\xi_{1\omega}(l), \quad l \in [\hat{t}_p, \hat{t}_p + (\hat{t}_{p+1} - \hat{t}_p) / 2], \quad p = \overline{1, P};$$

$\xi_{2\omega}(l)$ - значення другої вибірки формуються:

$$\xi_{2\omega}(l), \quad l \in [\hat{t}_p + (\hat{t}_{p+1} - \hat{t}_p) / 2, \hat{t}_{p+1}], \quad p = \overline{1, P};$$

де $N_1 = N_2$ - об'єм вибірки $N_1 = N_2 = (\hat{t}_{p+1} - \hat{t}_p) / 2$, $p = \overline{1, P}$; $\bar{m}_{\xi_{1\omega}}, \bar{m}_{\xi_{2\omega}}$ - оцінки математичних сподівань відповідних вибірок.

Після визначення статистики (12) для двох вибірок перевіряємо умову (14):

$$F > F_{q_1, q_2; 1 - \frac{\alpha}{2}}, \quad (14)$$

де $(q_1, q_2) = (N_1 - 1, N_2 - 1)$ - ступені вільності, при умові, що гіпотеза H_0 вірна, статистика (11) має F-розподіл; параметр α - рівень значимості F-критерію і дорівнює ймовірності прийняття стаціонарного процесу за нестаціонарний.

При не виконанні цієї умови приймаємо гіпотезу H_0 про стаціонарність процесу $\xi_{\omega}(l)$ на досліджуваному інтервалі $[\hat{t}_p, \hat{t}_{p+1}]$, $p = \overline{1, P}$. В протилежному випадку приймаємо конкуруючу гіпотезу H_1 .

Після встановлення часових інтервалів статистики (10), які відповідають стаціонарним ділянкам на реалізації $\bar{\Delta}_p = [\hat{t}_p, \hat{t}_{p+1}]$, $p = \overline{1, P}$, визначаємо оцінки ймовірнісних характеристик стаціонарних випадкових процесів на отриманих ділянках за формулами (15), (16):

$$\bar{M}_{p, \xi_{\omega}} = \frac{1}{\hat{t}_{p+1} - \hat{t}_p} \sum_{l=\hat{t}_p}^{\hat{t}_{p+1}} \xi_{\omega}(l), \quad l \in \bar{\Delta}_p, \quad p = \overline{1, P}; \quad (15)$$

$$\bar{D}_{p, \xi_{\omega}} = \frac{1}{\hat{t}_{p+1} - \hat{t}_p} \sum_{l=\hat{t}_p}^{\hat{t}_{p+1}} (\xi_{\omega}(l) - \bar{M}_{p, \xi_{\omega}})^2, \quad l \in \bar{\Delta}_p, \quad p = \overline{1, P}. \quad (16)$$

Отримані значення оцінок математичного сподівання $\bar{M}_{p, \xi_{\omega}}$ та дисперсії $\bar{D}_{p, \xi_{\omega}}$, визначені на p -х стаціонарних інтервалах $\bar{\Delta}_p$, запишемо у вигляді сукупності величин $\{ \bar{M}_{p, \xi_{\omega}}, p = \overline{1, P} \}, \{ \bar{D}_{p, \xi_{\omega}}, p = \overline{1, P} \}$.

Визначимо межі діапазону уточненого пошуку $[R_{p(\min)}, R_{p(\max)}]$ значень моментів часу, які відповідають межах стаціонарних інтервалів:

$$R_{p(\max)} = \bar{M}_{p, \xi_{\omega}} + \sqrt{\bar{D}_{p, \xi_{\omega}}}, \quad p = \overline{1, P}. \quad (17)$$

$$R_{p(\min)} = \bar{M}_{p, \xi_{\omega}} - \sqrt{\bar{D}_{p, \xi_{\omega}}}$$

Для уточненого визначення початків та кінців діагностичних зон запишемо області визначення індикаторних функцій, які відповідають межах стаціонарних інтервалів на ЕКС:

$$\bar{I}_{i,j}(l) = \begin{cases} 1, & \xi_{\omega}(l) \in [R_{p(\min)}, R_{p(\max)}] \\ 0, & \xi_{\omega}(l) \notin [R_{p(\min)}, R_{p(\max)}] \end{cases}, \quad l \in [\hat{t}_1, \hat{t}_l], \quad p = \overline{1, P}, \quad i = \overline{1, M}, \quad j = \overline{1, Z}. \quad (18)$$

В результаті ми отримаємо індикаторні функції $I_{i,j}(l)$, які виділяють стаціонарні зони досліджуваного ЕКС. Як приклад, на рисунку 6 зображений другий цикл $i = 2$ реалізації ЕКС та індикаторні функції $I_{1,8}(l)$, $I_{2,2}(l)$, $I_{2,6}(l)$, $I_{2,8}(l)$.

Таким чином, ми отримали ділянки з незмінними ймовірнісними характеристиками (наприклад, t_8, t_9) на досліджуваних циклах. Враховуючи області визначення індикаторних функцій, які виділяють стаціонарні ділянки на циклах (наприклад, для другого циклу $i = 2$, $I_{2,2}(l), I_{2,6}(l), I_{2,8}(l)$, див. рис. 6), можна об'єднати в область визначення індикаторної функції, яка задає всі стаціонарні ділянки на відповідному i -му циклі:

$$\bar{\Delta}_i = \bar{\Delta}_{i,2} \cup \bar{\Delta}_{j,6} \cup \bar{\Delta}_{j,8}, \quad i = \overline{1, M}, \quad (19)$$

де $\bar{\Delta}_i$ - область визначення індикаторної функції $I_i(l)$, яка виділяє зони з незмінними ймовірнісними характеристиками для кожного i -го циклу реалізації. В даному прикладі - це зони $j = 2, 6, 8$; $\bar{\Delta}_{i,2}, \bar{\Delta}_{i,6}, \bar{\Delta}_{i,8}$ - області визначення індикаторних функцій $I_{i,2}(l), I_{i,6}(l), I_{i,8}(l)$, $i = \overline{1, M}$ (наприклад для індикаторної функції $I_{2,2}(l)$, для другого циклу $i = 2$, область визначення буде відповідати півінтервалу $\bar{\Delta}_{2,2} = [t_{10}, t_{11})$ (рис. 6).

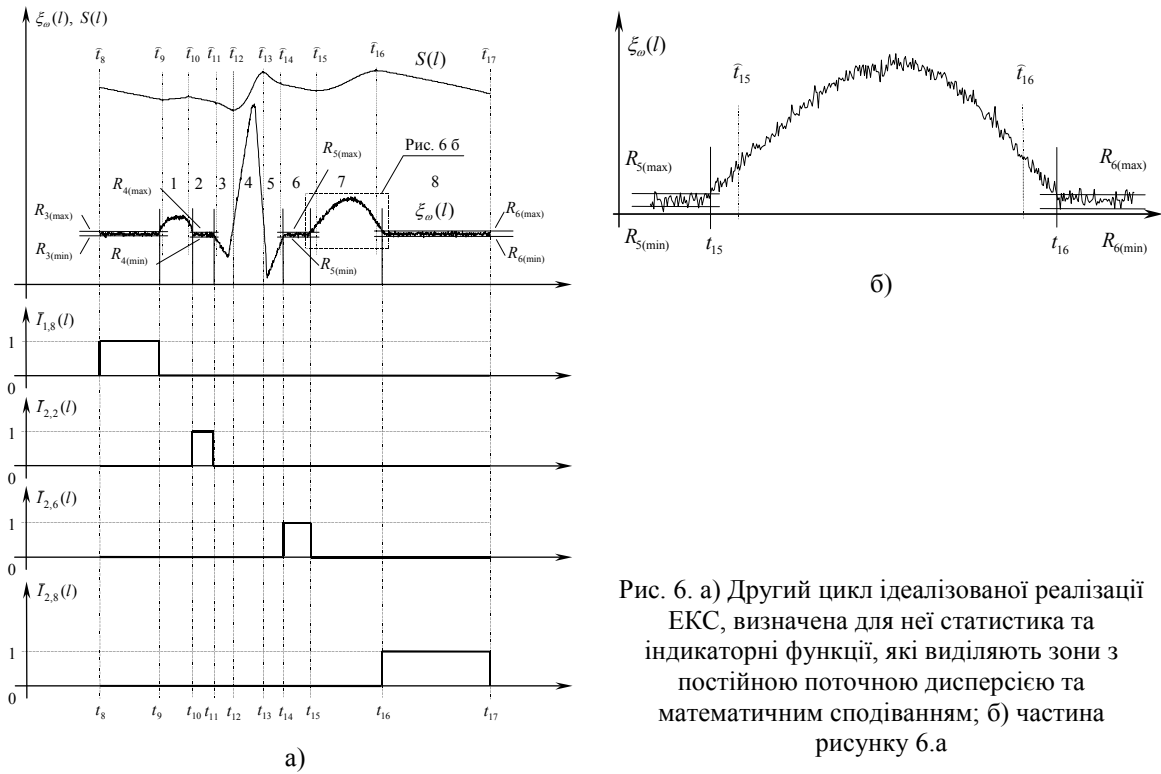


Рис. 6. а) Другий цикл ідеалізованої реалізації ЕКС, визначена для неї статистика та індикаторні функції, які виділяють зони з постійною поточною дисперсією та математичним сподіванням; б) частина рисунку 6.а

Індикаторні функції компонент $\bar{\xi}_j(\omega, l), \bar{\xi}_j(\omega, l)$ згідно з моделлю (5), пов'язані між собою. Таким чином, що, знайшовши області визначення індикаторних функцій діагностичних зон спокою $I_i(l)$, $i = \overline{1, M}$, ми тим самим, отримаємо області визначення індикаторних функцій діагностичних зон активності $\tilde{I}_i(l)$, $i = \overline{1, M}$ кожного циклу. Отримавши області визначення індикаторних функцій діагностичних зон кожного циклу можна записати області визначення індикаторних функцій однотипних зон в кожному циклі $I_j(l), \tilde{I}_j(l)$, $j = \overline{1, Z}$. Отже, поставлена задача розв'язана.

Результати виділення діагностичних зон новим методом. Результати проведеної обробки виділення діагностичних зон запропонованим методом зображені на рисунках 7. Як видно з рисунків 7 а) та б) індикаторні функції вірно виділяють

початки та кінці діагностичних зон. При цьому метод не володіє недоліками описаних вище алгоритмів.

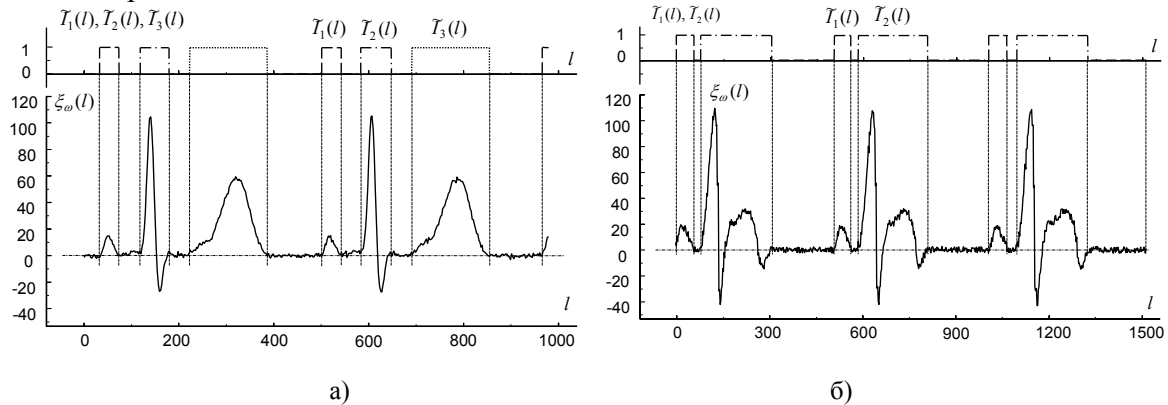


Рис. 7. а) Два цикли зашумленої реалізації ЕКС в нормі та отримані індикаторні функції; б) Три цикли зашумленої реалізації ЕКС, (патологія – електркардіографічний синдроми вогнищевих змін міокарда) та отримані індикаторні функції

Висновки. В роботі описано новий статистичний метод виділення діагностичних зон ЕКС. На основі запропонованої математичної моделі сформульовано постановку задачі виділення діагностичних зон ЕКС та описано підхід щодо її розв'язання, який базується на використанні методів пошуку „розладки” випадкових процесів.

Отримані результати обробки ЕКС новим методом свідчать про можливість використання та перспективність застосування даного методу для задач виділення діагностично значимих зон при автоматизованій комп'ютерній обробці ЕКС. Даний метод може використовуватись як складова частина алгоритмів обробки ЕКС в комп'ютерних діагностичних системах. Одною з основних переваг запропонованого методу при статистичній обробці реалізацій ЕКС є його адаптація до стану серцево-судинної системи кожного пацієнта.

The new stochastic mathematical model of electrocardiosignal which takes account it's zone structure is described here. Know methods of processing of electrocardiosignals in automatic diagnostic systems are analyzed. Scientific-technical task of definition of zone structure of electrocardiosignal is formulatory here. The new method of definition of electrocardiosignal zone structure, based on described mathematical model has been creating.

Література

1. Орлов В.Н. Руководство по электрокардиографии. – М.: Медицина, 1984. – 528 с.
2. А.З. Чернов, М.И Кечкер, Е.А. Александрова, Р.Л. Аврух, Т.Н. Герчикова, Н.С. Жданова, В.Н. Орлов, М.Н. Решетова. Практическое руководство по клинической электрокардиографии. – М.: Медицина, 1971. – 207 с.
3. Бульгин В.П., Васанов Т.Б., Лобанов Д.А., Пирвердиев Ч.А, Смирнов В.Ю., Федоров С.И., Харатьян Е.И., Чапайкин А.Г. Вопросы создания интерпретирующего электрокардиографа. // Тезисы докладов международного симпозиума "Компьютерная электрокардиография на рубеже столетий XX-XXI". - М.:Крук, 1999. - С.288-290.
4. Пипбергер Х. Анализ электрокардиограмм на вычислительной машине. // Вычислит. устройства в биологии и медицине. -М.:Мир, 1967. - С.15-19.
5. Кайсерес К., Дрейфус Дж. Вычислительные системы и автоматическая диагностика заболеваний сердца. -М.:Мир, 1974. – 478 с.
6. Wartak J., Milliken J. A., Karchmar J. Computer program for pattern recognition of electrocardiograms // Comput. Biomed. Res. -1970. -V. 3. -N 4. - P. 344-374.
7. Малиновский Л.Г., Пинснер И.Ш., Цукерман Б.М. Математические методы описания ЭКГ. // Медицинская. Техника. -1968, N5. – С.3-7
8. Гуревич М.Б., Злочевский М.С. Выбор представительного кардиоцикла при контурном анализе ЭКГ на микроЭВМ. // Применение мат. методов обработки медико-биологических данных и ЭВМ в мед. те мед. технике. - М.: ВНИИМП, 1984. - С.75-77
9. Обнаружение изменения свойств сигналов и динамических систем: Пер. с англ./М. Бассвиль, А. Вилски, А. Банвенист и др.; Под. ред. М. Бассвиль, А. Банвениста. – М.: Мир, 1989. – 278 с.

10. Бродский Б.Е., Дарховский Б.С. О задаче скорейшего обнаружения момента „разладки” случайной последовательности. // Автоматика и телемеханика. - 1983, №10. – С. 101-108.
11. Brodsky B.E. & Darkhovsky B.S. No parametric methods in change-point problems. -Kluwer Academic Publishers. The Netherlands. 1993.
12. Б.Бродский. Непараметрический алгоритм последовательного обнаружения „разладки” случайной последовательности с улучшенными вычислительными свойствами. // Автоматика и телемеханика. – 1984, №65. – С. 32-41.
13. П.Мюллер, П.Нойман, Р. Шторм Таблицы по математической статистике. - М.: Финансы и статистика, 1982. – 271 с.
14. В .В. Шкин. Вычислительная электрокардиография. – М.: Наука, 1981. – 163 с.
15. А.М. Беркутов, С.Г. Гуржин, А.А. Дунаев, Е.М. Прошин. Повышение эффективности регистрации формы электрокардиосигнала корреляционной обработкой в цифровой осцилографии. // Биомедицинские технологии и радиоэлектроника. - №7, 2002. – С.7-13.

Одержано 03.05.2005 р.