

УДК 319.216

С.Лупенко

Тернопільський державний технічний університет імені Івана Пулюя

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ТА МЕТОДИ ОБРОБКИ ЦИКЛІЧНИХ СИГНАЛІВ СЕРЦЯ В ДІАГНОСТИЧНИХ СИСТЕМАХ КАРДІОМЕТРІЇ

У роботі побудовано уточнену математичну модель кардіосигналів у вигляді адитивної суми лінійних випадкових функцій. Запропоновано новий клас діагностичних ознак та обґрунтовано статистичні методи їх оцінювання, що базуються на розробленій математичній моделі.

Вступ

Просторово-часова структура електричних, магнітних та акустичних полів, що виникають внаслідок діяльності серця, служить джерелом інформації про функціональний стан серцево-судинної системи (ССС) організму. Реєстрація та відповідна обробка цих сигналів дозволяють виділити діагностичні ознаки, за якими можна виявляти тонкі зрушення у діяльності серця та судинної системи. Методи обробки кардіосигналів з використанням ЕОМ обумовлюються їх відповідними математичними моделями. Математична модель кардіосигналів повинна відображати основні аспекти їх генезису та просторово-часової структури, а також дозволяти ефективно розв'язувати задачі технічної кардіометрії.

Математична модель кардіосигналів

Кардіосигнали мають подібну просторово-часову структуру і подібні механізми їх формування, оскільки вони обумовлюються тими самими біофізичними процесами у серці. Цей факт дозволив побудувати математичну модель різних кардіосигналів з позицій єдиного теоретико-методологічного підходу. В [1], [2] на основі аналізу біофізичних процесів, що відбуваються в серці і служать причиною виникнення кардіосигналів, на основі припущення про лінійність, нестационарність та неоднорідність середовища, в якому поширюються електричні, магнітні та акустичні поля серця, показано, що їх можна подати у вигляді

$$\xi(\omega, t, \vec{g}) = \int_{-\infty}^t \int_{\mathbf{V}} \varphi(t, \tau; \vec{g}, \vec{v}) d\tau d\vec{v} \eta(\omega, \tau, \vec{v}), \quad \omega \in \Omega, \quad t \in [0, \infty), \quad \vec{g} \in \mathbf{G}. \quad (1)$$

Стохастичний інтеграл (1) є гільбертовим лінійним випадковим просторово-часовим полем, де $\omega \in \Omega$ - деяка елементарна подія з множини елементарних подій Ω ; t - момент часу спостереження кардіополя; $\vec{g} = (x, y, z)$ - вектор просторових координат точки спостереження кардіополя, $\mathbf{G} \subset \mathbf{R}^3$ - просторова область спостереження кардіополя, причому $\mathbf{V} \subset \mathbf{G}$; $\varphi(t, \tau; \vec{g}, \vec{v})$ - не випадкова обмежена функція, що має фізичну інтерпретацію імпульсної реакції просторово-часового лінійного фільтру, тобто це функція, що описує форму імпульсного сигналу, що поширюється у просторі-часі і обумовлюється дією одиничного імпульсу; $\eta(\omega, \tau, \vec{v})$ - гільбертове сепарабельне просторово-часове випадкове поле з незалежними приростами, що називається породжувальним.

Математичною моделлю зареєстрованого кардіосигналу в певній області контакту давача з біооб'єктом буде лінійний випадковий процес (ЛВП), стохастичний інтеграл

$$\xi(\omega, t) = \int_{-\infty}^t \varphi(t, \tau) d\eta(\omega, \tau), \quad \omega \in \Omega, \quad t \in [0, \infty), \quad (2)$$

де $\varphi(t, \tau)$ - не випадкова числова функція, що для кожного $t \in [0, \infty)$ приймає скінченні значення рівномірно за τ : $\varphi(t, \tau) \in \mathbf{L}_2, \forall t \in [0, \infty)$; $\eta(\omega, \tau)$ - стохастично неперервний сепарабельний випадковий процес з незалежними приростами, що задовольняє умовам $\mathbf{P}\{\eta(\omega, \tau) = -\eta(\omega, -\tau)\} = 1$ і $\mathbf{P}\{\eta(\omega, 0) = 0\} = 1$. Ядро (2) має фізичну інтерпретацію імпульсної реакції лінійної зі змінними у часі параметрами системи. Випадковий процес $\eta(\omega, \tau)$ називають породжувальним випадковим процесом.

Вище подані моделі (1) та (2) кардіосигналів відображають основні аспекти їх генезису, але не конкретизують ймовірнісних характеристик кардіосигналів. Для кардіосигналів характерна циклічність та чітка зонна часова структура їх реалізацій, що обумовлена і, власне, відображає фазову часову структуру в роботі серця. Така зонна структура служить джерелом інформації про ритм серця і використовується лікарями-діагностами у клінічній практиці. У даній роботі проведено уточнення математичної моделі кардіосигналів, шляхом врахування циклічності та зонної структури їх реалізацій у часу.

Введемо базові поняття, які використовуватимемо при побудові уточненої математичної моделі кардіосигналів. Робота ССС має коливний, циклічний характер, що виявляється у почерговому скороченні серцевого м'яза та засинхронізованому цим процесом кровонаповненні артерій, вен та капілярів судинної системи організму. Повне коливання ССС називатимемо серцевим циклом. У будь-якому серцевому циклі можна виділити N фаз роботи ССС, які слідуєть у часі одна за одною і, власне, разом становлять серцевий цикл. Кожна фаза роботи серця триває певний відрізок часу, тривалість якого випадково змінюється від одного серцевого циклу до іншого. Часова структура реалізацій кардіосигналів суттєво змінюється залежно від фази, в якій перебуває ССС, що виявляється в характерних для даної фази ознаках часової структури реалізацій кардіосигналів. За цими ознаками фахівці-кардіологи за зареєстрованими кардіосигналами ідентифікують, якій фазі відповідає певний відрізок реалізації кардіосигналу. Ділянки реалізацій кардіосигналів, що відповідають певним фазам роботи ССС і характеризуються чіткими ознаками, що дозволяють розрізняти фази між собою, називатимемо зонами. Кількість N таких зон вибирається для різних кардіосигналів різна, що обумовлено специфікою реалізацій кожного з них, і вибирається згідно з прийнятими у медичній практиці рекомендаціями. Тривалості зон вважатимемо рівними тривалостям відповідних їм фаз роботи ССС. Послідовність тривалостей i -тих зон подамо як сукупність випадкових величин

$$\left\{ T_i(w), \quad w \in \Omega_T, \quad i = \overline{1, N} \right\}, \quad \text{реалізації} \quad \left\{ T_i(w_j), \quad w_j \in \Omega_T, \quad i = \overline{1, N}, \quad j = \overline{1, Z} \right\} \quad \text{яких}$$

виявляються в кожному j -му серцевому циклі; де Z - кількість зареєстрованих серцевих циклів. Зонну структуру кардіосигналів повністю можна задати множиною тривалостей зон та початком першої зони $T_1^1(w_1)$ в першому серцевому циклі, тобто

$$\text{шляхом задання } N \text{ вимірною випадкового вектора } \Xi_T(w) = \left\{ T_i(w), \quad i = \overline{1, N} \right\} \text{ та}$$

випадкової величини $T_1^1(w_1)$.

Зона реалізації кардіосигналу, що відповідає цілому серцевому циклові є найбільшою його зоною, тривалість якої дорівнює сумі тривалостей усіх зон, що

належать до даного циклу серця

$$T(w) = \sum_{i=1}^N T_i(w). \quad (3)$$

На рисунку 1 умовно зображена зонна структура реалізацій кардіосигналу при реєстрації Z серцевих циклів.

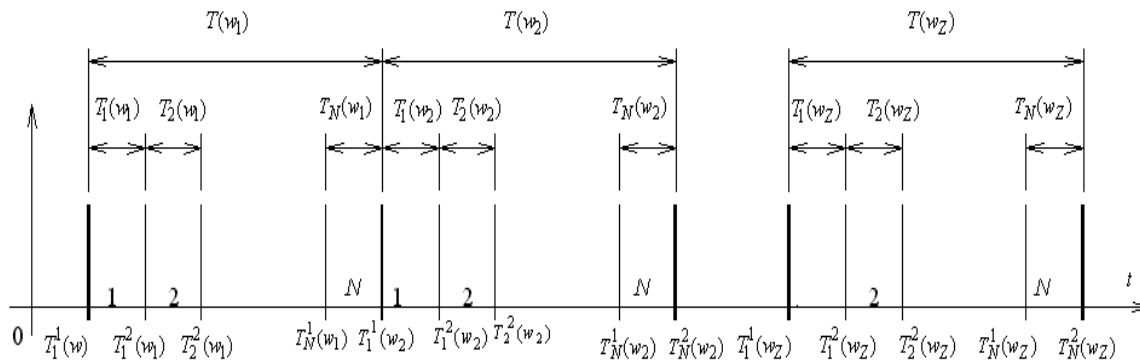


Рис. 1. Зонна структура реалізацій кардіосигналів.

Областю визначення i -ї зони у j -му серцевому циклі буде випадковий півінтервал $\Delta_i(w_j)$, що визначається двома випадковими величинами – початком $T_i^1(w_j)$ та кінцем $T_i^2(w_j)$ даної зони

$$\Delta_i(w_j) = [T_i^1(w_j), T_i^2(w_j)], \quad i = \overline{1, N}, \quad j = \overline{1, Z}. \quad (4)$$

Область визначення $\Delta_\Sigma(w_j)$ найбільшої зони кардіосигналу, що відповідає j -му серцевому циклові, дорівнює об'єднанню областей $\Delta_i(w_j)$ дрібніших зон, що не перекриваються

$$\Delta_\Sigma(w_j) = \bigcup_{i=1}^N \Delta_i(w_j), \quad \Delta_i(w_j) \cap \Delta_k(w_j) = \emptyset \quad i \neq k, \quad i, k = \overline{1, N}, \quad j = \overline{1, Z}. \quad (5)$$

Тривалість i -тої зони у j -му серцевому циклі $T_i(w_j)$ дорівнює різниці між кінцем та початком півінтервалу $\Delta_i(w_j)$: $T_i(w_j) = T_i^2(w_j) - T_i^1(w_j)$.

Момент часу, що відповідає початкові i -ї зони реалізації кардіосигналу в j -му серцевому циклі, визначатиметься так:

$$T_i^1(w_j) = \sum_{k=1}^{j-1} T(w_k) + \sum_{k=1}^{i-1} T_k(w_j) + T_1^1(w_1), \quad i = \overline{1, N}, \quad j = \overline{1, Z}. \quad (6)$$

У даній роботі модель кардіосигналу (2) подається як адитивна суміш лінійних випадкових процесів $\xi_i(\omega, t)$:

$$\xi(\omega, t) = \sum_{i=1}^N \xi_i(\omega, t), \quad \omega \in \Omega, \quad t \in [0, \infty). \quad (7)$$

$$\mathbf{P} \left\{ \xi_i(\omega, t) = \begin{cases} \xi(\omega, t), & t \in \mathbf{W}_i(\omega), \\ 0, & t \notin \mathbf{W}_i(\omega). \end{cases} \right\} = 1, \quad (8)$$

причому виконуються умови $\mathbf{P} \{ \xi_i(\omega, t) \cdot \xi_j(\omega, t) = 0 \} = 1, \quad i \neq j, \quad i, j = \overline{1, N}$ та

$\mathbf{P} \left\{ \lim_{t \rightarrow T_i^2(w_j) - 0} \xi_i(\omega, t) = \xi_{i+1}(\omega, T_{i+1}^1(w_j)) \right\} = 1, \quad i = \overline{1, N-1}, \quad j = \overline{1, Z}$. Множина випадкових

областей $\left\{ \mathbf{W}_i(\omega), \quad i = \overline{1, N}, \quad \omega \in \Omega \right\}$ є множиною часових областей визначення

відповідних i -тих зон реалізації кардіосигналу $\xi(\omega, t)$. Ці області задаються як об'єднання випадкових півінтервалів $\Delta_i(w_j)$, на яких задані i -ті зони реалізації кардіосигналу

$$\mathbf{W}_i(\omega) = \bigcup_{j=1}^{\infty} \Delta_i(w_j), \quad \Delta_i(w_j) \cap \Delta_i(w_k) = \emptyset \quad j \neq k, \quad j, k \in \mathbf{Z}. \quad (9)$$

При реєстрації Z серцевих циклів випадкові області $\left\{ \mathbf{W}_{i_z}(\omega), \quad Z \in \mathbf{Z}, \quad i = \overline{1, N} \right\}$, на яких задані i -ті зони реалізації кардіосигналу при реєстрації Z серцевих циклів, визначаються як об'єднання Z випадкових півінтервалів часу $\Delta_i(w_j)$

$$\mathbf{W}_{i_z}(\omega) = \bigcup_{j=1}^Z \Delta_i(w_j), \quad \Delta_i(w_j) \cap \Delta_i(w_k) = \emptyset \quad j \neq k, \quad j, k = \overline{1, Z}. \quad (10)$$

Область визначення $\mathbf{W}_{\Sigma_Z}(\omega)$ реалізації процесу (2) при реєстрації Z серцевих циклів задається об'єднанням областей $\mathbf{W}_{i_z}(\omega)$

$$\bigcup_{i=1}^N \mathbf{W}_{i_z}(\omega) = \mathbf{W}_{\Sigma_Z}(\omega), \quad \mathbf{W}_{i_z}(\omega) \cap \mathbf{W}_{k_z}(\omega) = \emptyset \quad i \neq k, \quad i, k = \overline{1, N}. \quad (11)$$

У відповідність реалізаціям кардіосигналу $\xi(\omega, t)$ поставимо реалізації $\left\{ \hat{\xi}_{i_\omega}^\wedge(t), \quad \omega \in \Omega, \quad t \in [0, \infty), \quad i = \overline{1, N} \right\}$, що сформовані шляхом вирізування з них i -тих зон у кожному серцевому циклі і групування їх у такій послідовності: зони в наступному j -му циклі розміщуються відразу після зони у попередньому $j-1$ -му серцевому циклі. Сукупності новоутворених реалізацій вважатимемо реалізаціями лінійних випадкових процесів $\left\{ \hat{\xi}_i^\wedge(\omega, t), \quad \omega \in \Omega, \quad t \in [0, \infty), \quad i = \overline{1, N} \right\}$.

Випадкові процеси $\left\{ \hat{\xi}_i^\wedge(\omega, t), \quad i = \overline{1, N} \right\}$ будемо розглядати як стохастично T_i -періодичні. Період T_i вважається рівним математичному сподіванню тривалості $T_i(w)$ i -ї зони кардіосигналу. Крім цього, стохастично T_i -періодичними можна вважати не

самі випадкові процеси $\left\{ \hat{\xi}_i^\wedge(\omega, t), \quad i = \overline{1, N} \right\}$, а певні випадкові процеси

$\left\{ \tilde{\xi}_i^\wedge(\omega, t), \quad i = \overline{1, N} \right\}$, сформовані з $\left\{ \hat{\xi}_i^\wedge(\omega, t), \quad i = \overline{1, N} \right\}$ шляхом синхронізації його

реалізацій між собою. Синхронізуються реалізації шляхом такого їх взаємного розташування, що мінімізує суми квадратів відхилень значень будь-яких двох реалізацій з множини реалізацій у випадку дискретного аргументу t , а у випадку неперервного аргументу – інтеграли квадратів відхилень значень реалізацій

кардіосигналу $\left\{ \hat{\xi}_i(\omega, t), i = \overline{1, N} \right\}$. Також стохастично T_i -періодичними можна вважати випадкові процеси $\left\{ \bar{\xi}_i(\omega, t), i = \overline{1, N} \right\}$, що утворені з $\left\{ \hat{\xi}_i(\omega, t), i = \overline{1, N} \right\}$ шляхом масштабування за часом його реалізацій

$$\left\{ \bar{\xi}_{i\omega}(t) = \hat{\xi}_{i\omega}\left(t \cdot \frac{T_i(w_j)}{T_i}\right), j = \overline{1, Z}, i = \overline{1, N} \right\}. \quad (12)$$

У роботі [4] подано умови, яким повинні задовольняти ядра та породжувальні процеси лінійних процесів $\hat{\xi}_i(\omega, t)$, $\tilde{\xi}_i(\omega, t)$, $\bar{\xi}_i(\omega, t)$, щоб вони були стохастично T_i -періодичними.

При ресстрації множини P кардіосигналів її математичною моделлю буде вектор P лінійних випадкових процесів $\mathbf{Y}^P(\omega, t) = \left\{ \xi_p(\omega, t), \omega \in \Omega, t \in \mathbf{R}, p = \overline{1, P} \right\}$.

Для кожної компоненти вектора $\mathbf{Y}^P(\omega, t)$ характерна аналогічна процесу (7) зонна структура реалізацій, і, відповідно, кожний випадковий процес $\xi_p(\omega, t)$ можна зобразити аналогічно (7) та (8)

$$\xi_p(\omega, t) = \sum_{i=1}^{N_p} \xi_{pi}(\omega, t), \omega \in \Omega, t \in [0, \infty), p = \overline{1, P}, \quad (13)$$

$$\mathbf{P} \left\{ \xi_{pi}(\omega, t) = \begin{cases} \xi_p(\omega, t), & t \in \mathbf{W}_{pi}(\omega), \\ 0, & t \notin \mathbf{W}_{pi}(\omega) \end{cases} \right\} = 1, \quad (14)$$

де N_p - кількість зон p -го кардіосигналу. Зонна структура реалізацій вектора випадкових процесів $\mathbf{Y}^P(\omega, t)$ визначається зонними структурами його компонент $\left\{ \xi_p(\omega, t), p = \overline{1, P} \right\}$, тобто сукупністю P випадкових векторів

$$\Xi_{\mathbf{T}}^P(\omega) = \left\{ T_{pi}(\omega), i = \overline{1, N_p}, T_1^{p1}(\omega) \right\}, \quad (15)$$

де $T_{pi}(\omega)$, $\omega \in \Omega_{\mathbf{T}}$ - випадкова величина, областю значень якої є тривалості i -ї зони у p -му кардіосигналі; $T_1^{p1}(\omega)$ - момент часу, що відповідає початкові першої зони p -го кардіосигналу.

Областями визначення випадкових процесів $\hat{\xi}_{pi}(\omega, t)$ будуть відрізки часу:

$$\mathbf{W}_{pi}(\omega) = \bigcup_{j=1}^{\infty} \Delta_{pi}(w_j), p = \overline{1, P}, \quad (16)$$

$$\Delta_{pi}(w_j) \cap \Delta_{pi}(w_k) = \emptyset \quad j \neq k, \quad j, k = \overline{1, Z}, \quad (17)$$

$$\Delta_{pi}(w_j) = [T_i^{p1}(w_j), T_i^{p2}(w_j)), \quad i = \overline{1, N_p}, \quad j = \overline{1, Z}, \quad p = \overline{1, P}, \quad (18)$$

де $T_i^{p1}(w_j)$ та $T_i^{p2}(w_j)$ - моменти часу, що відповідають початкові та кінцеві i -ї зони p -го кардіосигналу. При сумісній обробці вектора $\mathbf{Y}^P(\omega, t)$ кардіосигналів новими діагностичними ознаками будуть ймовірнісні характеристики сукупності таких випадкових величин

$$\left\{ T_{i,j}^{p,r}(w) = \left(T_i^{p1}(w) - T_j^{r1}(w) \right), \quad p \neq r, \quad p, r = \overline{1, P}, \quad i = \overline{1, N_p}, \quad j = \overline{1, N_r} \right\}. \quad (19)$$

У випадку просторово-часового кардіополя, його математичну модель можна подати у вигляді адитивної суміші лінійних випадкових просторово-часових полів $\vec{\xi}_i(\omega, t, \vec{g})$:

$$\vec{\xi}(\omega, t, \vec{g}) = \sum_{i=1}^N \vec{\xi}_i(\omega, t, \vec{g}), \quad \omega \in \Omega, \quad t \in [0, \infty), \quad \vec{g} \in \mathbf{G}, \quad (20)$$

$$\mathbf{P} \left\{ \vec{\xi}_i(\omega, t, \vec{g}) = \begin{cases} \vec{\xi}_i(\omega, t, \vec{g}), & t \in \mathbf{W}_i(\omega, \vec{g}), \\ 0, & t \notin \mathbf{W}_i(\omega, \vec{g}) \end{cases} \right\} = 1. \quad (21)$$

Діагностичні ознаки та статистичні методи обробки кардіосигналів

На основі математичних моделей (7) для одного кардіосигналу та (13) для вектора синхронно зареєстрованих кардіосигналів створені методи їх обробки, які поділяються на методи попередньої обробки (попередня фільтрація та виділення тренду з кардіосигналів), методи виділення зон реалізацій кардіосигналів та статистичні методи обробки. Перед статистичною обробкою, виконується процедура виділення зон, що базується на відомих методах та алгоритмах [5], що вибираються залежно від конкретного типу зареєстрованого кардіосигналу. Статистичні методи обробки використовуються для двох видів аналізу кардіосигналів: морфоаналізу та аналізу зонної структури.

Аналіз зонної структури кардіосигналів полягає у статистичному оцінюванні ймовірнісних характеристик випадкового вектора $\Xi_{\mathbf{T}}(w) = \left\{ T_i(w), \quad i = \overline{1, N} \right\}$, що,

власне, і визначає зонну структуру кардіосигналів. На основі χ^2 -тесту з метою перевірки гіпотези про нормальний розподіл даного вектора встановлено, що з ймовірністю 0.95 його можна вважати нормально розподіленою N вимірною випадковою величиною. Діагностичними ознаками у цьому випадку будуть вектор

математичних сподівань $\mathbf{M}\{\Xi_{\mathbf{T}}(w)\} = \left\{ \mathbf{M}\{T_i(w)\}, \quad i = \overline{1, N} \right\}$ та матриця коваріацій \mathbf{C}

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & \dots & c_{1N} \\ c_{21} & c_{22} & \dots & c_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ c_{N1} & c_{N2} & \dots & c_{NN} \end{bmatrix}, \quad (22)$$

де $c_{ij} = \mathbf{M}\left\{ \left(T_i(w) - \mathbf{M}\{T_i(w)\} \right) \cdot \left(T_j(w) - \mathbf{M}\{T_j(w)\} \right) \right\}$, $i, j = \overline{1, N}$, $c_{ij} = c_{ji}$.

Оцінка \hat{T}_i математичного сподівання тривалості i -ї зони дорівнює

$$\hat{T}_i = \frac{1}{Z} \cdot \sum_{j=1}^Z T_i(w_j), \quad i = \overline{1, N}. \quad (23)$$

Елементи \hat{c}_{ij} матриці коваріацій \mathbf{C} оцінюються за виразом

$$\hat{c}_{ij} = \frac{1}{Z-1} \cdot \sum_{k=1}^Z \left(T_i(w_k) - \hat{T}_i \right) \cdot \left(T_j(w_k) - \hat{T}_j \right), \quad i, j = \overline{1, N}. \quad (24)$$

Статистичний аналіз зонної структури вектора кардіосигналів полягає у окремому аналізі зонних структур його компонент $\left\{ \xi_p(\omega, t), p = \overline{1, P} \right\}$, що зводиться до оцінювання ймовірнісних характеристик випадкових векторів $\Xi_T^P(w) = \left\{ T_{pi}(w), i = \overline{1, N_p} \right\}$. При сумісній обробці вектора $\mathbf{Y}^P(\omega, t)$ кардіосигналів новими діагностичними ознаками будуть ймовірнісні характеристики сукупності таких випадкових величин (19). Оскільки вектори випадкових величин, що характеризують зонну структуру, розподілені за нормальним законом, то достатньо оцінити математичні сподівання $\mathbf{M} \left\{ T_{i,j}^{pr}(w) \right\}$ та множину коваріацій $c_{ij \bar{i} \bar{j}}^{pr \bar{p} \bar{r}} = \mathbf{M} \left\{ \left(T_{i,j}^{pr}(w) - \mathbf{M} \left\{ T_{i,j}^{pr}(w) \right\} \right) \cdot \left(T_{\bar{i}, \bar{j}}^{\bar{p} \bar{r}}(w) - \mathbf{M} \left\{ T_{\bar{i}, \bar{j}}^{\bar{p} \bar{r}}(w) \right\} \right) \right\}$ між парами випадкових величин (19).

Оцінки $\hat{T}_{i,j}^{pr}$ математичних сподівань випадкових величин множини (19) обчислюються на основі виразу

$$\hat{T}_{i,j}^{pr} = \frac{1}{Z} \cdot \sum_{k=1}^Z T_{i,j}^{pr}(w_k), \quad p \neq r, \quad p, r = \overline{1, P}, \quad i = \overline{1, N_p}, \quad j = \overline{1, N_r}. \quad (25)$$

Оцінки коваріацій $c_{ij \bar{i} \bar{j}}^{pr \bar{p} \bar{r}}$ обчислюються згідно з виразом

$$c_{ij \bar{i} \bar{j}}^{pr \bar{p} \bar{r}} = \frac{1}{Z-1} \cdot \sum_{k=1}^Z \left(T_{i,j}^{pr}(w_k) - \hat{T}_{i,j}^{pr} \right) \cdot \left(T_{\bar{i}, \bar{j}}^{\bar{p} \bar{r}}(w_k) - \hat{T}_{\bar{i}, \bar{j}}^{\bar{p} \bar{r}} \right), \quad (26)$$

$$p \neq r, \quad \bar{p} \neq \bar{r} \quad p, r, \bar{p}, \bar{r} = \overline{1, P}, \quad i = \overline{1, N_p}, \quad j = \overline{1, N_r}, \quad \bar{i} = \overline{1, N_{\bar{p}}}, \quad \bar{j} = \overline{1, N_{\bar{r}}}.$$

Морфоаналіз кардіосигналів полягає у статистичному оцінюванні ймовірнісних характеристик випадкових процесів $\left\{ \hat{\xi}_i(\omega, t), i = \overline{1, N} \right\}$, $\left\{ \hat{\xi}_i(\omega, t), i = \overline{1, N} \right\}$ та $\left\{ \hat{\xi}_i(\omega, t), i = \overline{1, N} \right\}$, що відповідають певним фазам роботи серця. Нехай маємо множину реалізацій $\left\{ x_i(t), i = \overline{1, N} \right\}$ відповідних випадкових процесів. Оскільки вказані випадкові процеси є стохастичними T_i -періодичними, то оцінки їх ймовірнісних характеристик отримаємо за такими співвідношеннями.

1. Оцінка математичного сподівання

$$\hat{m}_{i1}(t) = \frac{1}{Z} \cdot \sum_{j=0}^{Z-1} x_i(t + j \cdot T_i), \quad i = \overline{1, N}. \quad (27)$$

2. Оцінка початкової моментної функції k -го порядку

$$\hat{m}_{ik}(t) = \frac{1}{Z} \cdot \sum_{j=0}^{Z-1} x_i^k(t + j \cdot \hat{T}_i), \quad i = \overline{1, N}. \quad (28)$$

3. Оцінка дисперсії

$$\hat{d}_{i2}(t) = \frac{1}{Z-1} \cdot \sum_{j=0}^{Z-1} (x_i(t + j \cdot \hat{T}_i) - \hat{m}_{i1}(t))^2. \quad (29)$$

4. Оцінка центральної моментної функції k -го порядку

$$\hat{d}_{ik}(t) = \frac{1}{Z-1} \cdot \sum_{j=0}^{Z-1} (x_i(t + j \cdot \hat{T}_i) - \hat{m}_{i1}(t))^k. \quad (30)$$

Отримані статистичні характеристики можуть використовуватися як діагностичні ознаки при морфоаналізі, проте їм властивий недолік – значна кількість відліків, які їх задають, що суттєво ускладнює їх використання при побудові навчаючих сукупностей в системах розпізнавання образів. У роботі як діагностичні ознаки при морфоаналізі використано коефіцієнти рядів розкладу отриманих статистичних оцінок за ортогональними поліномами Чебишева, Кравчука, Лагера, Шарльє та за дискретними тригонометричними функціями.

Приклад результатів обробки кардіосигналів - апекскардіосигналу (сигнал, що породжений коливанням верхівки серця) та зубця T електрокардіосигналу подано на рисунку 2.

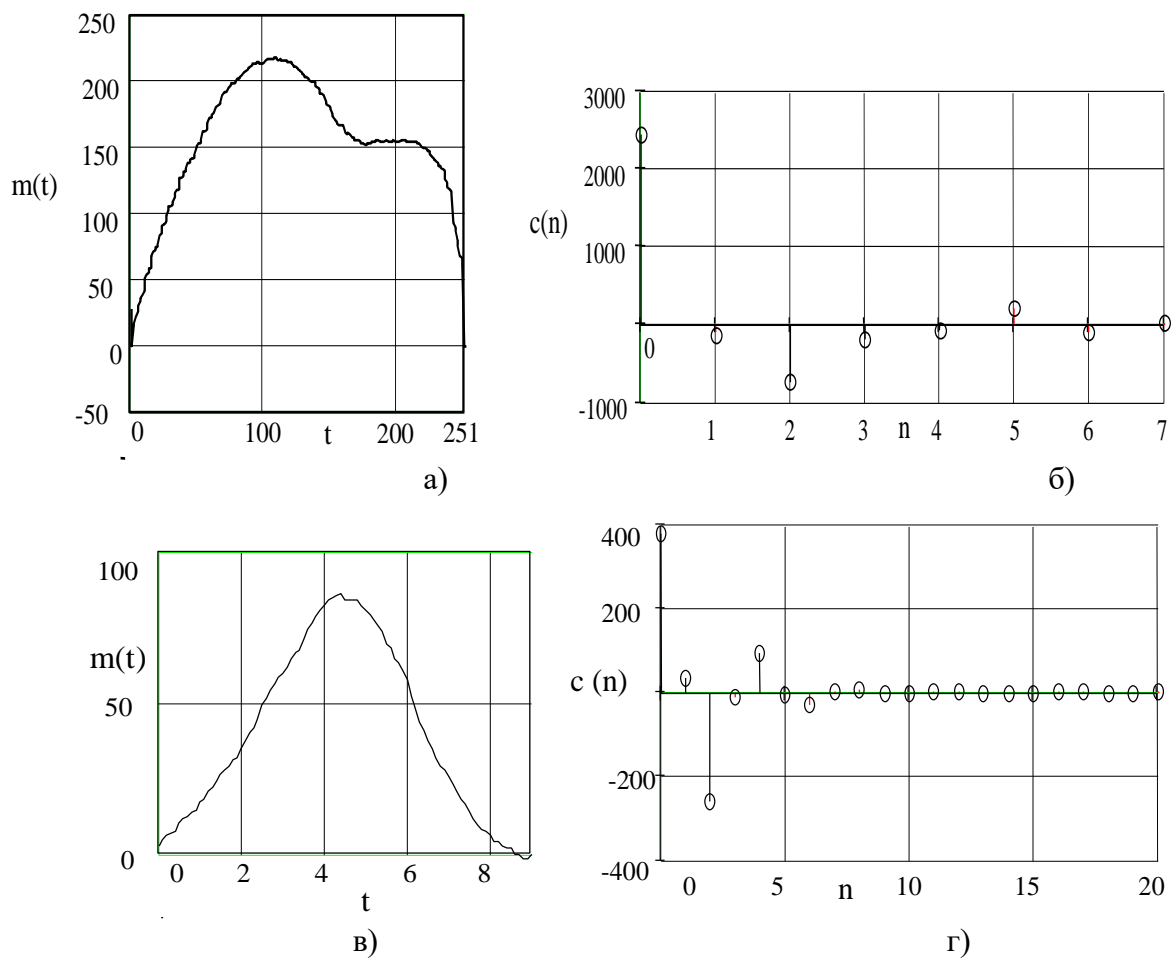


Рис. 2. Результати обробки кардіосигналів: а) оцінка математичного сподівання апекскардіосигналу; б) спектр оцінки в базисі Чебишева; в) оцінка математичного сподівання зубця T електрокардіосигналу; г) спектр оцінки в базисі Чебишева.

Висновки

1. Базуючись на властивостях циклічності та наявності зонної структури кардіосигналів створено їх уточнену математичну модель у вигляді адитивної суміші лінійних випадкових функцій.
2. Розроблено методи статистичної обробки кардіосигналу та вектора синхронно зареєстрованих кардіосигналів при морфоаналізі та аналізі їх зонної структури.
3. Запропоновано нові класи діагностичних ознак у вигляді коефіцієнтів ряду ортогональних функцій дискретного аргументу при морфоаналізі та вектора математичних сподівань і матриці коваріацій тривалостей зон при зонному аналізі кардіосигналів.
4. На основі критерію мінімуму кількості діагностичних ознак при незмінній інформаційній цінності (однаковому рівні енергії корисного сигналу) серед множини ортогональних розкладів (ряд тригонометричних функцій, поліномів дискретного аргументу Лагера, Кравчука, Шарльє, Чебишева) отриманих оцінок кардіосигналів вибрано коефіцієнти ряду ортогональних поліномів Чебишева. Нові класи діагностичних ознак є більш інформативними порівняно із відомими діагностичними ознаками як при аналізі ритму серця, так і при морфоаналізі кардіосигналів.

This paper is devoted to the greater accuracy of cardiosignals probability performances on the base of distinct zone time structure of its realizations. The greater accuracy mathematical model of linear random functions. The new class of diagnostic signs is proposed and statistical methods of its estimation based on the developed mathematical model are substantiated.

Література

1. Щербак Л., Лупенко С. Конструктивна математична модель сигналів серця на основі лінійних періодичних випадкових процесів та полів // Вісник Тернопільського державного технічного університету.- 2000. – Т.5. -№4. - С. 117-124.
2. Лупенко С. Математична модель сигналів серця // Тези доповідей четвертої науково-технічної конференції ТДТУ. Прогресивні матеріали, технології та обладнання в машино- і приладобудуванні. – Тернопіль, 2000, -С. 86.
3. Марченко Б.Г. Метод стохастических интегральных представлений и его приложения в радиотехнике.-Киев: Наукова думка, 1973, -С. 192 .
4. Марченко Б.Г. Лінійні періодичні процеси // Пр. Ін-ту електродинаміки НАН України. Електротехніка. 1999, -С.165-182.
5. Кокс, Нолл, Артур. Анализ электроэнцефалограмм, кривых кровяного давления и электрокардиограмм на цифровой машине // ТИИЭР. 1972. -№4. –С. 36-70.

Одержано 07.03.2001 р.