

УДК 004.41:616.12-073.96/97

НОВІ ДІАГНОСТИЧНІ ОЗНАКИ В КОМП'ЮТЕРНИХ СИСТЕМАХ ДІАГНОСТИКИ ФУНКЦІОНАЛЬНОГО СТАНУ СЕРЦЕВО-СУДИННОЇ СИСТЕМИ ЛЮДИНИ

В. П. Марценюк, А. С. Сверстюк, Н. В. Вар'ян

Тернопільський державний медичний університет імені І. Я. Горбачевського

У роботі запропоновано нові діагностичні ознаки для потреб автоматизованої кардіодіагностики у вигляді коефіцієнтів розкладу статистичних оцінок синхронно зареєстрованих кардіосигналів в базисі тригонометричних функцій.

Ключові слова: синхронно зареєстровані кардіосигнали, статистична обробка, діагностичні ознаки.

НОВЫЕ ДИАГНОСТИЧЕСКИЕ ПРИЗНАКИ В КОМПЬЮТЕРНЫХ СИСТЕМАХ ДИАГНОСТИКИ ФУНКЦИОНАЛЬНОГО СОСТОЯНИЯ СЕРДЕЧНО-СОСУДИСТОЙ СИСТЕМЫ ЧЕЛОВЕКА

В. П. Марценюк, А. С. Сверстюк, Н. В. Варьян

Тернопольский государственный медицинский университет имени И. Я. Горбачевского

В работе предложены новые диагностические признаки для автоматизированной кардиодиагностики в виде коэффициентов разложения статистических оценок синхронно зарегистрированных кардиосигналов в базисе тригонометрических функций.

Ключевые слова: синхронно зарегистрированные кардиосигналы, статистическая обработка, диагностические признаки

NEW DIAGNOSTIC CRITERIA IN COMPUTER SYSTEMS OF DIAGNOSTICS OF FUNCTIONAL CARDIOVASCULAR SYSTEM OF HUMAN

V. P. Martsenyuk, A. S. Sverstiuk, N. V. Varyan

Ternopil State Medical University by I.Ya. Horbachevsky

The new diagnostic criteria for the automatized cardiognostics as the coefficients of the statistic assessment of synchronously registered cardiosignals in terms of trigonometric functions are analysed and suggested in the paper.

Key words: synchronously registered cardiosignals, statistical processing, diagnostic criteria.

Вступ. При розробці систем автоматизованої кардіодіагностики, важливим етапом є обґрунтування діагностичних (прогностичних) ознак, за якими буде здійснюватись діагностика (прогноз) функціонального стану серцево-судинної системи людини. У роботах [1, 2] обґрунтовано та верифіковано математичну модель широкого класу кардіосигналів у вигляді циклічного випадкового процесу, а також модель сукупності синхронно зареєстрованих кардіосигналів (СЗКС) у вигляді вектора циклічних ритмічно пов'язаних випадкових процесів. У роботах [3, 4] розроблені методи статистичного аналізу, зокрема сумісного статистичного аналізу, кардіосигналів в ком-

п'ютерних діагностичних системах. В результаті застосування цих методів статистичної обробки кардіосигналів, отримуються статистичні оцінки їх ймовірнісних характеристик, зокрема, математичного сподівання, дисперсії, автокореляційної функції, взаємної кореляційної функції, функції розподілу і т.д. Однак така значна множина характеристик досліджуваних кардіосигналів не може бути використана для автоматизованої кардіодіагностики, оскільки це вимагає значних затрат обчислювальної продуктивності комп'ютерної діагностичної системи. Дана робота присвячена обґрунтуванню необхідної мінімальної сукупності діагностичних ознак, які є

© А. С. Сверстюк, Н. В. Вар'ян

чутливими до зміни стану серцево-судинної системи людини.

Основна частина. У багатьох експериментах зі статистичної обробки широкого класу кардіосигналів підтверджено факт несуперечності нормальному закону розподілу сукупності синхронно зареєстрованих кардіосигналів, а саме, шляхом застосування χ^2 -

тесту встановлено, що кардіосигнали із довірчою ймовірністю 0,95 (рівень значимості дорівнює 0,05) не суперечать гіпотезі про нормальність їх розподілу. Як приклад, на рисунку 1 подано графіки перерізів реалізації оцінки одновимірної функції щільності розподілу (гістограми) та їх апроксиманти для електрокардіосигналу.

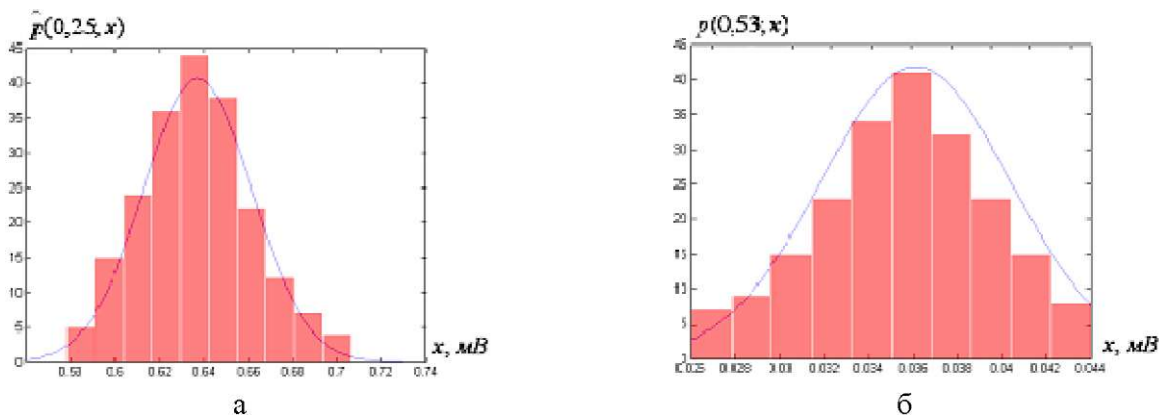


Рис. 1. Графіки перерізів реалізації оцінки одновимірної функції щільності розподілу (гістограми) та їх апроксиманти: амплітуда зубця R (а) та амплітуда зубця Т (б).

Факт нормальності розподілу кардіосигналів вказує на достатність використання статистичних оцінок перших двох моментних функцій досліджуваних кардіосигналів, а саме їх математичних сподівань та кореляційних функцій.

З метою зменшення розмірності простору діагностичних ознак як діагностичні ознаки пропонується використовувати коефіцієнти ортогональних розкладів статистичних оцінок математичного сподівання у ряд Фур'є. Так, реалізацію статистичної оцінки $m_{\xi}(t), t \in [0, T]$ математичного сподівання досліджуваного кардіосигналу можна розкласти в ряд Фур'є у комплексній формі, а саме:

$$m_{\xi}(t) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} c_n \cdot e^{i \frac{2\pi}{T} t \cdot n}, t \in [0, T] \quad (1)$$

де $\left\{ e^{i \frac{2\pi}{T} t \cdot n}, n \in \mathbf{Z} \right\}$ - ортогональний базис на об-

ласті $[0, T]$; множина $\{c_n, n \in \mathbf{Z}\}$ є множиною спектральних коефіцієнтів, які визначаються згідно із формулою:

$$c_n = \frac{1}{T} \int_0^T m_{\xi}(t) \cdot e^{-i \frac{2\pi}{T} t \cdot n} dt, n \in \mathbf{Z}. \quad (2)$$

Коефіцієнти $\{c_n, n \in \mathbf{Z}\}$ загалом є комплексними, а саме, мають таке зображення:

$$c_n = a_n - i \cdot b_n, n \in \mathbf{Z}, \quad (3)$$

де множини коефіцієнтів $\{a_n, n \in \mathbf{Z}\}$ та $\{b_n, n \in \mathbf{Z}\}$ є, відповідно, косинусним та синусним спектрами реалізації статистичної оцінки математичного $m_{\xi}(t)$ сподівання, які визначаються так:

$$a_n = \operatorname{Re}\{c_n\} = \frac{1}{T} \int_0^T m_{\xi}(t) \cdot \cos\left(\frac{2\pi}{T} t \cdot n\right) dt, n \in \mathbf{Z}, \quad (4)$$

$$b_n = \operatorname{Im}\{c_n\} = \frac{1}{T} \int_0^T m_{\xi}(t) \cdot \sin\left(\frac{2\pi}{T} t \cdot n\right) dt, n \in \mathbf{Z}. \quad (5)$$

Як приклад, на рисунках 2 та 3, подано результати розкладу у ряд Фур'є реалізації оцінок математичних сподівань електрокардіосигналу в II відведенні, які відповідають умовній нормі та патології.

Як видно із рисунків 2-4, а також це підтверджується багатьма експериментами, має місце факт значної чутливості оцінки математичного сподівання та коефіцієнтів її розкладу у ряд Фур'є, до зміни стану серцево-судинної системи людини, що вказує на можливість їх використання як діагностичних ознак в автоматизованих системах кардіодіагностики.

З метою зменшення розмірності простору діагностичних ознак, при проведенні сумісного статистич-

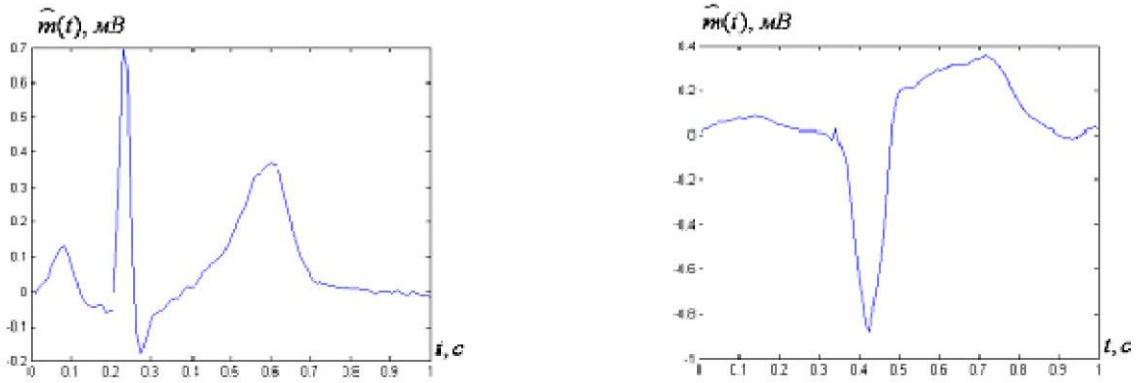


Рис. 2. Графіки реалізацій оцінок математичних сподівань електрокардіосигналів в II відведенні: а) діагноз: умовна норма; б) діагноз: нижній інфаркт міокарда.

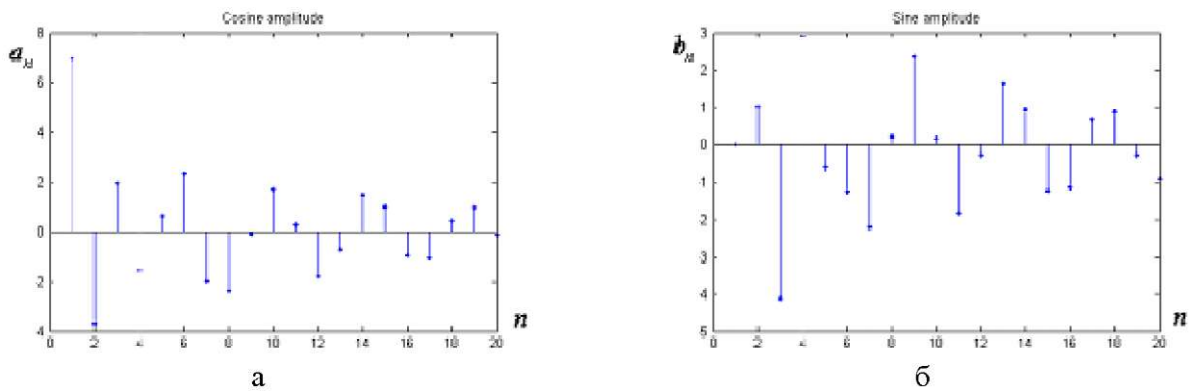


Рис. 3. Косинусний (а) та синусний (б) спектри реалізації оцінки математичного сподівання електрокардіосигналу в II відведенні (діагноз: умовна норма).

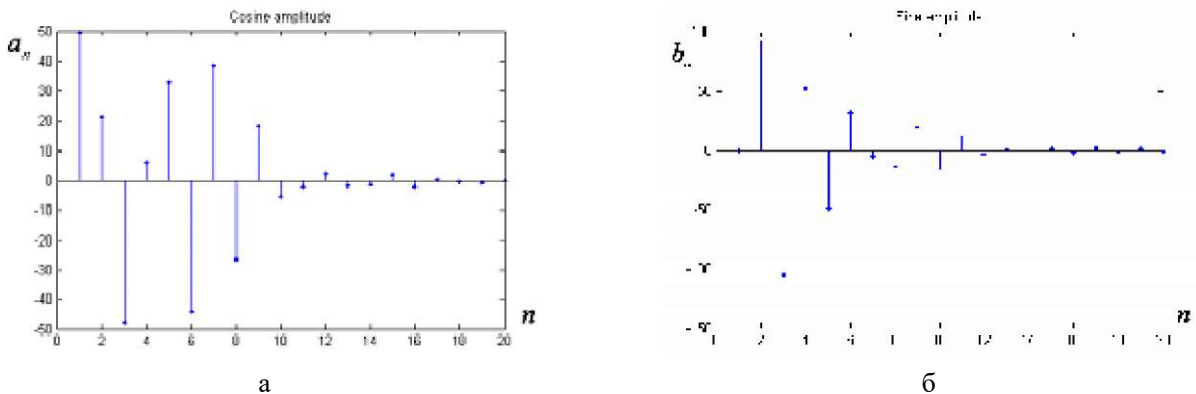


Рис. 4. Косинусний (а) та синусний (б) спектри реалізації оцінки математичного сподівання електрокардіосигналу в II відведенні (діагноз: нижній інфаркт міокарда).

ного аналізу синхронно зареєстрованих кардіосигналів, як діагностичні ознаки пропонується використовувати коефіцієнти ортогональних розкладів статистичних оцінок взаємних кореляційних функцій ком-

понент СЗКС у двовимірний тригонометричний ряд Фур'є. Так, реалізацію статистичної оцінки взаємної кореляційної функції можна розкласти у двовимірний ряд Фур'є у комплексній формі, а саме:

$$R_{\xi_1 \xi_2}^{\xi_1 \xi_2}(t_1, t_2) = \sum_{n_1=-\infty}^{\infty} \sum_{n_2=-\infty}^{\infty} c_{n_1, n_2} \cdot e^{i[\frac{2\pi}{T_1} t_1 \cdot n_1 + \frac{2\pi}{T_2} t_2 \cdot n_2]}, t_1 \in [0, T_1), t_2 \in [0, T_2), \quad (6)$$

де $\left\{ e^{i\left[\frac{2\pi}{T_1}t_1 \cdot n_1 + \frac{2\pi}{T_2}t_2 \cdot n_2\right]}, n_1, n_2 \in \mathbf{Z} \right\}$ - двовимірний тригонометричний ортогональний базис на області $[0, T_1) \times [0, T_2)$; множина $\{c_{n_1, n_2}, n_1, n_2 \in \mathbf{Z}\}$ є множиною спектральних коефіцієнтів, які визначаються згідно із формулою:

$$c_{n_1, n_2} = \frac{1}{T_1 \cdot T_2} \int_0^{T_1} \int_0^{T_2} R_{\xi_1 \xi_2}^{\xi}(t_1, t_2) \cdot e^{-i\left[\frac{2\pi}{T_1}t_1 \cdot n_1 + \frac{2\pi}{T_2}t_2 \cdot n_2\right]} dt_1 dt_2, n_1, n_2 \in \mathbf{Z}, \quad (7)$$

Коефіцієнти $\{c_{n_1, n_2}, n_1, n_2 \in \mathbf{Z}\}$ загалом є комплексними, а саме, мають таке зображення:

$$c_{n_1, n_2} = a_{n_1, n_2} - i \cdot b_{n_1, n_2}, n_1, n_2 \in \mathbf{Z}, \quad (8)$$

де множини коефіцієнтів $\{a_{n_1, n_2}, n_1, n_2 \in \mathbf{Z}\}$ та $\{b_{n_1, n_2}, n_1, n_2 \in \mathbf{Z}\}$ є відповідно косинусним та синусним спектрами реалізації оцінки взаємної кореляційної функції $R_{\xi_1 \xi_2}^{\xi}(t_1, t_2)$, які визначаються так:

$$a_{n_1, n_2} = \text{Re}\{c_{n_1, n_2}\} = \frac{1}{T_1 \cdot T_2} \int_0^{T_1} \int_0^{T_2} R_{\xi_1 \xi_2}^{\xi}(t_1, t_2) \cdot \cos\left(\frac{2\pi}{T_1}t_1 \cdot n_1 + \frac{2\pi}{T_2}t_2 \cdot n_2\right) dt_1 dt_2, n_1, n_2 \in \mathbf{Z}, \quad (9)$$

$$b_{n_1, n_2} = \text{Im}\{c_{n_1, n_2}\} = \frac{1}{T_1 \cdot T_2} \int_0^{T_1} \int_0^{T_2} R_{\xi_1 \xi_2}^{\xi}(t_1, t_2) \cdot \sin\left(\frac{2\pi}{T_1}t_1 \cdot n_1 + \frac{2\pi}{T_2}t_2 \cdot n_2\right) dt_1 dt_2, n_1, n_2 \in \mathbf{Z}, \quad (10)$$

На рисунках 5-13 подано результати таких розкладів реалізації статистичних оцінок взаємних кореляційних функцій компонент СЗКС, зокрема, синх-

ронно зареєстрованих електрокардіосигналів (СЗЕКС) в II та V відведеннях, які відповідають умовній нормі та деяким патологіям.

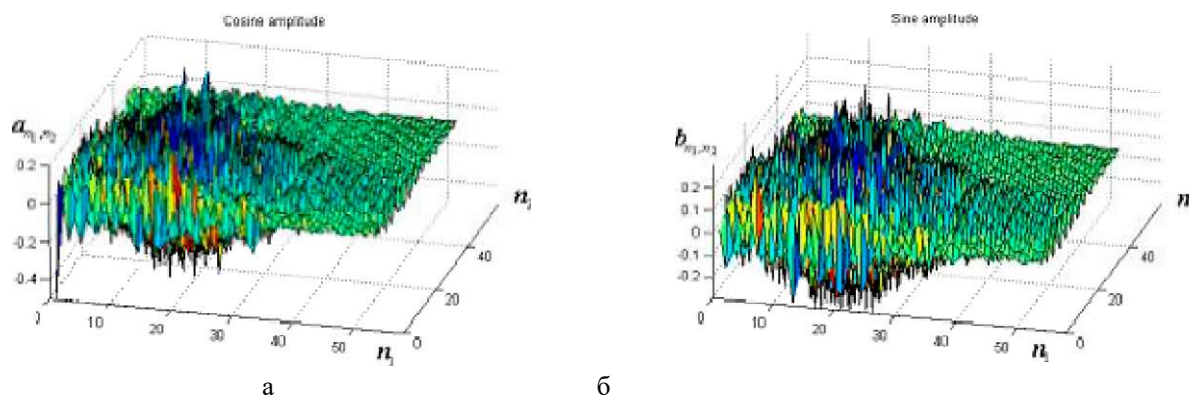


Рис. 5. Косинусний (а) та синусний (б) спектри реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: умовна норма).

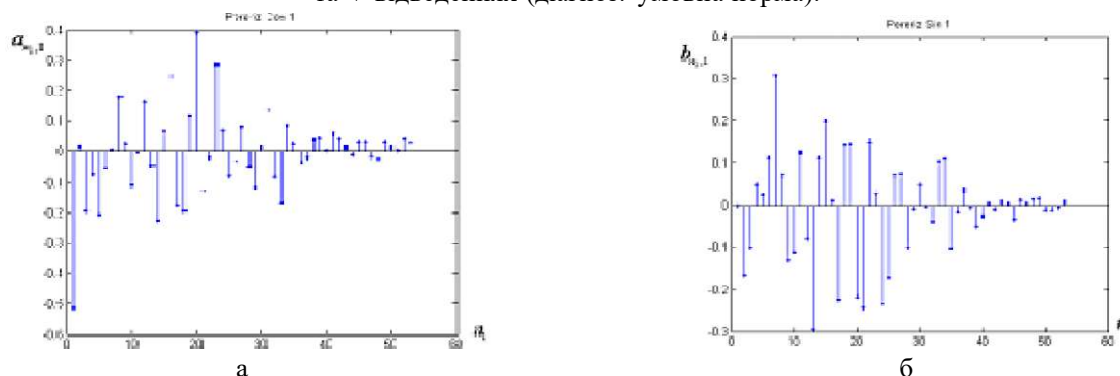


Рис. 6. Перерізи косинусного (а) та синусного (б) спектрів реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: умовна норма).

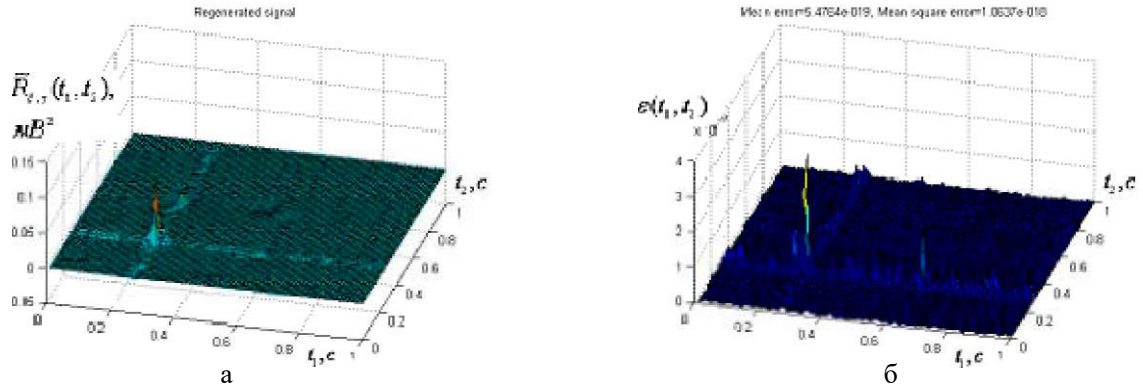


Рис. 7. Апроксимація (а) та похибка апроксимації (б) реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: умовна норма).

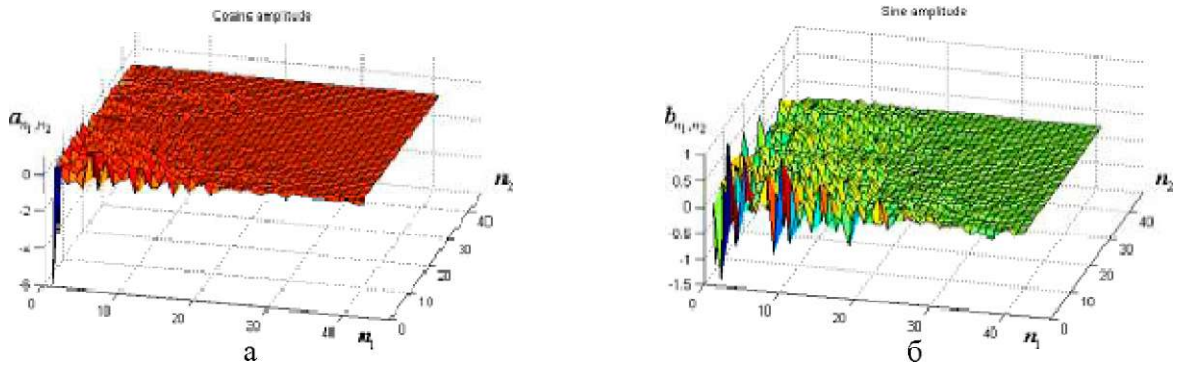


Рис. 8. Косинусний (а) та синусний (б) спектри реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: гіпертрофія правого шлуночка та правого передсердя).

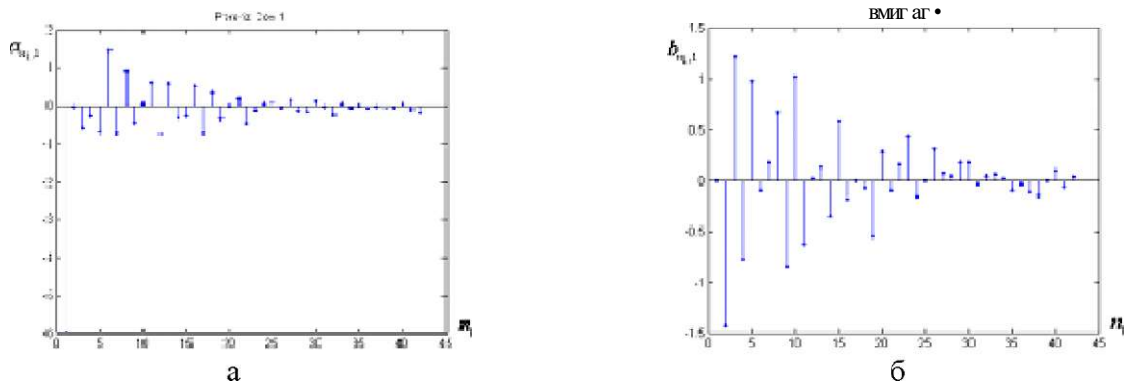


Рис. 9. Перерізи косинусного (а) та синусного (б) спектрів реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: гіпертрофія правого шлуночка та правого передсердя).

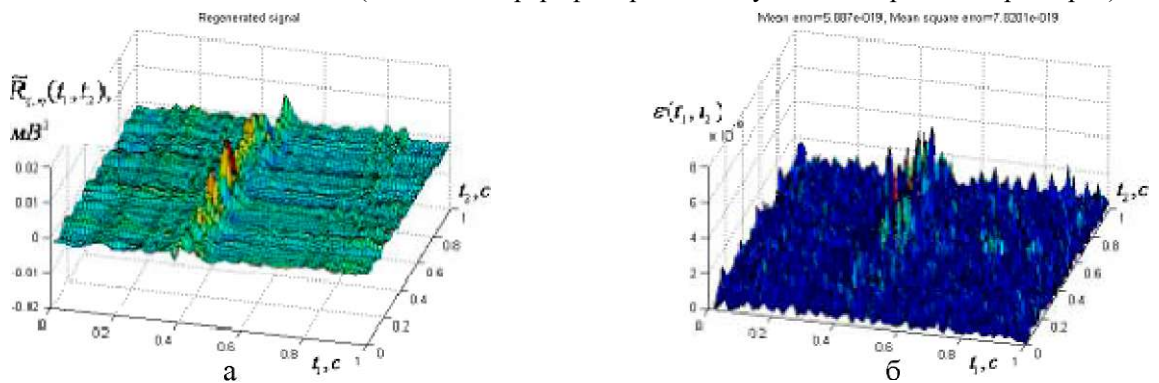


Рис. 10. Апроксимація (а) та похибка апроксимації (б) реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: гіпертрофія правого шлуночка та правого передсердя).

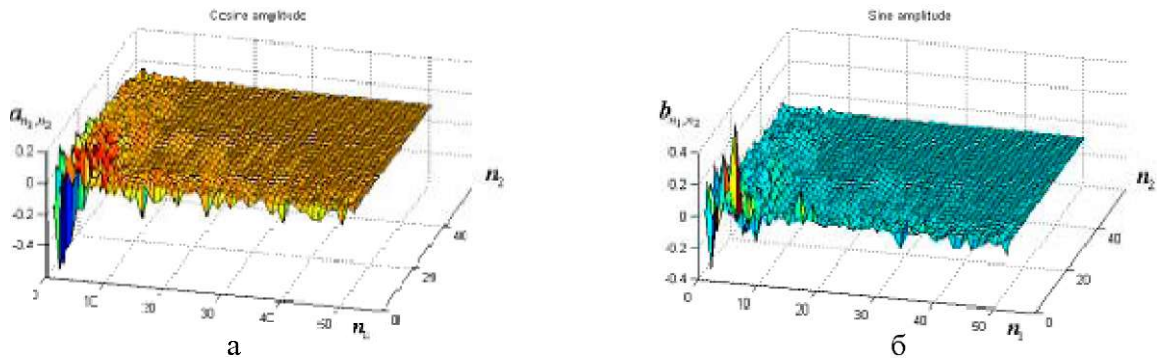


Рис. 11. Косинусний (а) та синусний (б) спектри реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: нижній інфаркт міокарда).

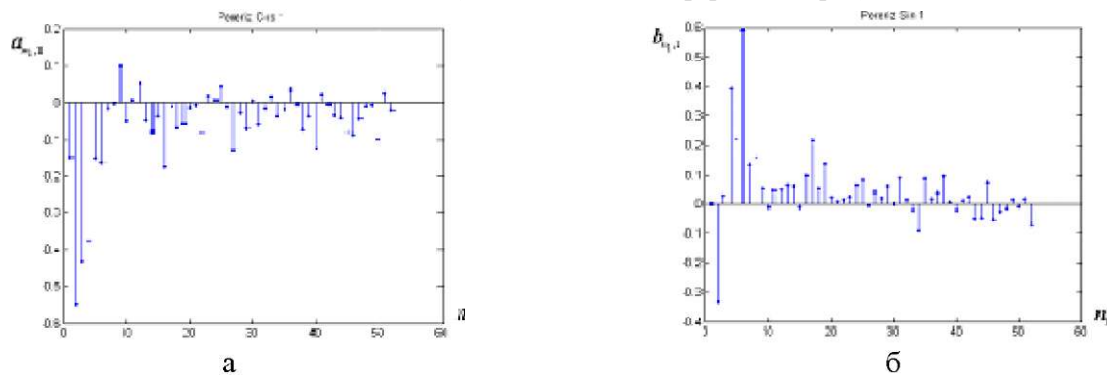


Рис. 12. Перерізи косинусного (а) та синусного (б) спектрів реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: нижній інфаркт міокарда).

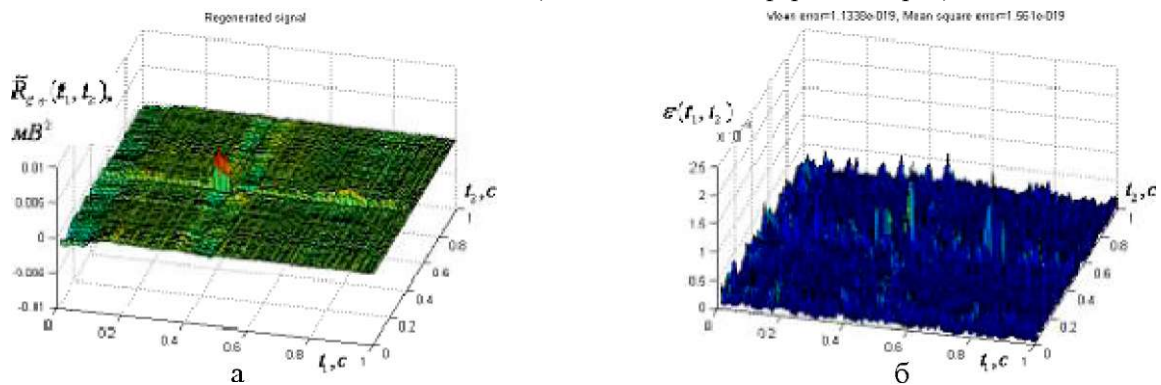


Рис. 13. Апроксимація (а) та похибка апроксимації (б) реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: нижній інфаркт міокарда).

Як видно з рисунків 5-13, а також це підтверджується багатьма іншими експериментами, має місце факт значної чутливості оцінки взаємної кореляційної функції та коефіцієнтів її розкладу у двовимірний ряд Фур'є, до зміни стану серцево-судинної системи людини, що вказує на можливість їх використання як діагностичних ознак в автоматизованих системах комплексної кардіодіагностики.

За критерій вибору необхідних спектральних коефіцієнтів розкладу реалізації оцінки математичного сподівання досліджуваного кардіосигналу у ряд Фур'є та реалізації оцінки взаємної кореляційної функції компонент СЗКС у двовимірний ряд Фур'є, вибрано енер-

гетичний критерій, а саме, як діагностичні ознаки використовуються ті спектральні коефіцієнти

$$\left\{ a_n, b_n, n = \overline{1, N} \right\} \text{ та}$$

$$\left\{ a_{n_1, n_2}, b_{n_1, n_2}, n_1 = \overline{1, N_1}, n_2 = \overline{1, N_2} \right\}, \text{ які, згідно}$$

із нерівністю Бесселя, роблять внесок у енергію реалізації статистичної оцінки математичного сподівання кардіосигналу та у енергію реалізації статистичної оцінки взаємної кореляційної функції компонент СЗКС не менше ніж 95 %.

Висновок. У роботі обґрунтовано спектральні коефіцієнти розкладу реалізацій статистичних оцінок математичних сподівань кардіосигналів та взаємних кореляційних функцій синхронно зареєстрованих кардіо-

сигналів у ряди Фур'є як діагностичних ознак в комп'ютерних системах автоматизованої кардіодіагностики, що суттєво зменшує вимоги до обчислювальної продуктивності комп'ютерних кардіодіагностичних систем.

Література

1. Лупенко С. Математичне моделювання сигналів серця в задачах технічної кардіометрії на базі їх моделі у вигляді циклічного випадкового процесу / Лупенко С., Студена Ю. // Вісник Тернопільського державного технічного університету. - 2006. - Т. 11, № 1. - С. 134-142.
2. Сверстюк А. С. Обґрунтування та верифікація математичної моделі синхронно зареєстрованих кардіосигналів з використанням вектора циклічних ритмічно пов'язаних випадкових процесів / А. С. Сверстюк // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. - 2009. - №1. - С.143-147
3. Лупенко С. А. Статистичний сумісний аналіз кардіосигналів на основі вектора циклічних ритмічно пов'язаних випадкових процесів / С. А. Лупенко, Я. В. Литвиненко, А. С. Сверстюк // Електроніка та системи управління. Національний авіаційний університет. - 2008. - № 4 (18). - С. 22-29.
4. Лупенко С. Сумісна статистична обробка синхронно зареєстрованих кардіосигналів на базі їх моделі у вигляді циклічних ритмічно пов'язаних випадкових процесів / С. Лупенко, Я. Литвиненко, А. Сверстюк // Тези доповідей дванадцятої наукової конференції Тернопільського державного технічного університету імені Івана Пулюя. - Тернопіль. 2008. - С. 111.