

між наслідками кожного можливого рішення.

Використання цього методу в СППР ОЧС дозволило:

- уникнути суб'єктивізму, що виникає при попарних порівняннях критеріїв;
- підвищити ефективність прийнятих системою правильних рішень з 96 % до 98 %.

Таблиця 2

Результати пошуку найбільш ефективного рішення.

	Правильність рішення при використанні методу оцінювання ефективності рішень для СППР ОЧС, %	Правильність рішення при використанні запропонованого у статті методу, %
Ситуація № 1	100 %	100 %
Ситуація № 2	90 %	95 %
Ситуація № 3	95 %	100 %
Ситуація № 4	95 %	95 %
Ситуація № 5	100 %	100 %
Ситуація № 6	100 %	100 %
Ситуація № 7	95 %	95 %
Ситуація № 8	95 %	95 %
Ситуація № 9	90 %	100 %
Ситуація № 10	100 %	100 %
Ситуація № 11	95 %	100 %
Ситуація № 12	95 %	95 %
Сумарний відсоток правильних рішень	96 %	98 %

Література

1. Тітова В.Ю. Інформаційно-аналітична підтримка прийняття рішень для оперативно-чергових служб // Искусственный интеллект – Донецьк: Інститут проблем штучного інтелекту, 2006. – № 4 – С. 504-509.
2. Тітова В.Ю. Оцінювання ефективності рішень в системі підтримки прийняття рішень для оперативно-чергових служб // Искусственный интеллект – Донецьк: Інститут проблем штучного інтелекту, 2009. – № 4 – С. 180-187.
3. Тітова В.Ю. Математична модель опису процесу прогнозування розвитку ситуації при охороні суспільного порядку органами внутрішніх справ // Вісник Хмельницького національного університету – Хмельницький: ХНУ, 2007 – № 2, т.1 – С. 140-145.
4. Барский Б.А. Нейронные сети: распознавание, управление и принятие решений. – Москва: “Финансы и статистика”. – 2004. – 176 с.
5. Круглов В.В., Борисов В.В. Искусственные нейронные сети. Теория и практика. – Москва: “Горячая линия-Телеком”. – 2001. – 382 с.
6. Локазюк В.М., Поморова О.В., Домінов А.О. Інтелектуальне діагностування мікропроцесорних пристроїв та систем: Навч. посібник. – Київ: “Такі справи”. – 2001. – 286 с.

Надійшла 13.12.2009 р.

УДК 004.41: 616.12-073.96/97

Я.В. ЛИТВИНЕНКО, С.А. ЛУПЕНКО

Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя

А.С. СВЕРСТЮК

Тернопільський державний медичний університет ім. І.Я. Горбачевського

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

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

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

Ключові слова: синхронно зареєстрованих кардіосигнали, статистична обробка, діагностичні ознаки

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 та 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 [3-6] розроблені методи статистичного аналізу, зокрема сумісного статистичного аналізу, кардіосигналів в автоматизованих комп'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 чутливими до зміни стану серцево-судинної системи людини.

Основний розділ. У багатьох експериментах по статистичній обробці широкого класу кардіосигналів, підтверджено факт несуперечності нормальному закону розподілу сукупності синхронно зареєстрованих кардіосигналів, а саме, шляхом застосування χ^2 -тесту, встановлено, що реалізації кардіосигналів із довірчою ймовірністю 0,95 (рівень значимості дорівнює 0,05) не суперечать гіпотезі про нормальність їх розподілу. Як приклад, на рис. 1, подано графіки перерізів реалізації оцінки одновимірної функції щільності розподілу (гістограми) та їх апроксиманти для електрокардіосигналу.

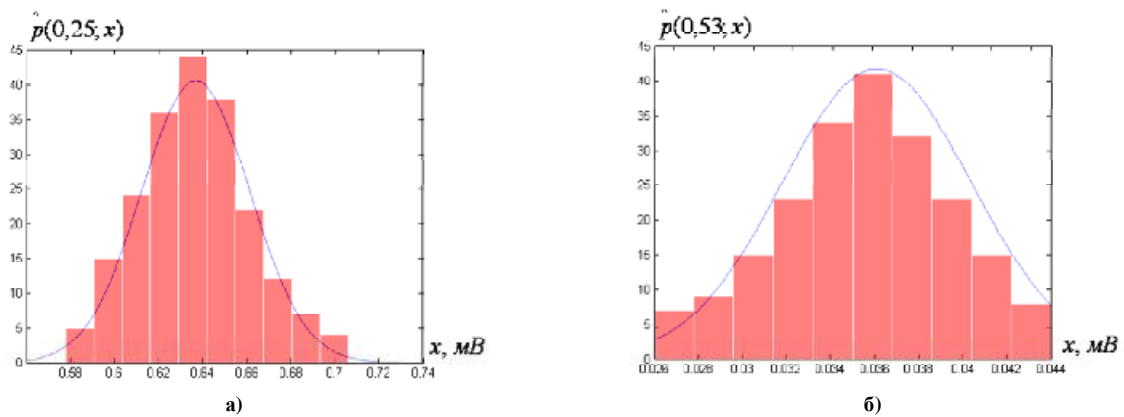


Рис. 1. Графіки перерізів реалізації оцінки одновимірної функції щільності розподілу (гістограми) та їх апроксиманти: амплітуда зубця R (а) та амплітуда зубця T (б)

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 $\hat{m}_x(t), t \in [0, T]$ математичного сподівання досліджуваного кардіосигналу, можна розкласти в ряд Фур'є у комплексній формі, а саме:

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

де $\left\{ e^{i \frac{2\pi}{T} t \cdot n}, n \in \mathbf{Z} \right\}$ – ортогональний базис на області $[0, T]$; множина $\{c_n, n \in \mathbf{Z}\}$ є множиною

спектральних коефіцієнтів, які визначаються згідно із формулою:

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

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 $\hat{m}_x(t)$ математичного сподівання, які визначаються так:

$$a_n = \text{Re}\{c_n\} = \frac{1}{T} \int_0^T \hat{m}_x(t) \cdot \cos\left(\frac{2p}{T}t \cdot n\right) dt, n \in \mathbf{Z}, \quad (4)$$

$$b_n = \text{Im}\{c_n\} = \frac{1}{T} \int_0^T \hat{m}_x(t) \cdot \sin\left(\frac{2p}{T}t \cdot n\right) dt, n \in \mathbf{Z}. \quad (5)$$

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

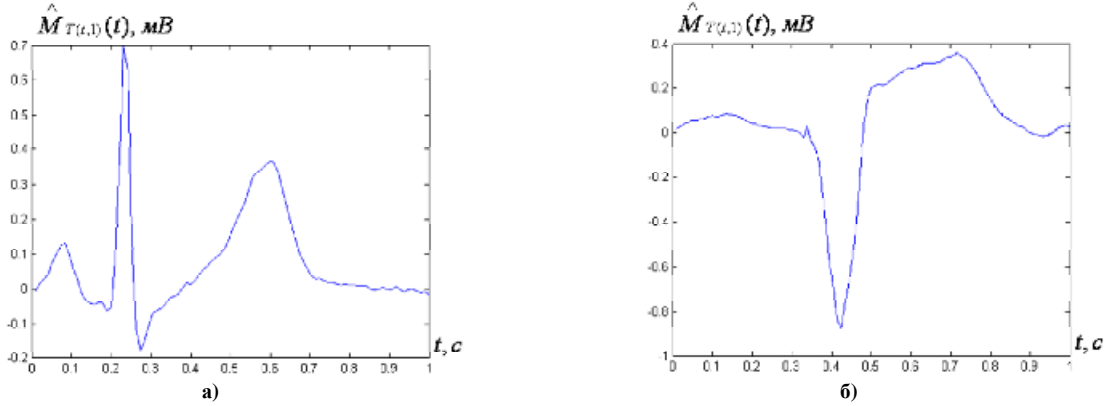


Рис. 2. Графіки реалізації оцінок математичних сподівань електрокардіосигналів в II відведенні: а) діагноз: умовна норма; б) діагноз: нижній інфаркт міокарда

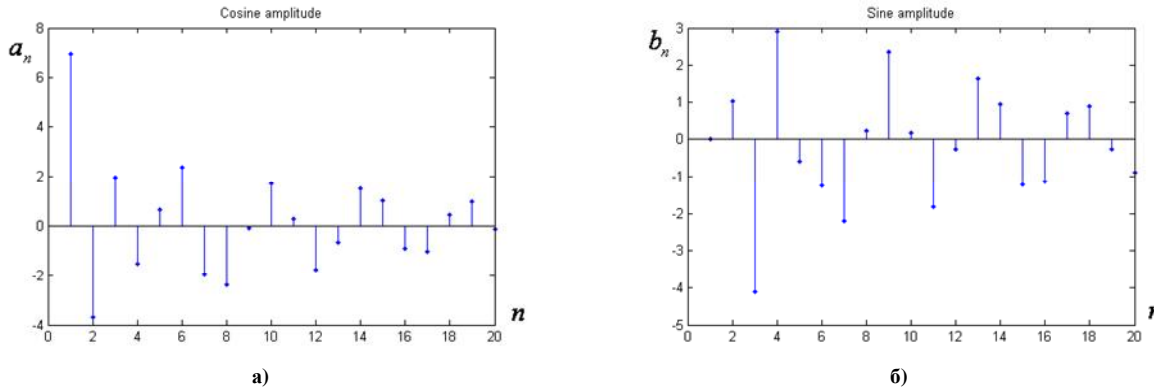


Рис. 3 Косинусний (а) та синусний (б) спектри реалізації оцінки математичного сподівання електрокардіосигналу в II відведенні (діагноз: умовна норма)

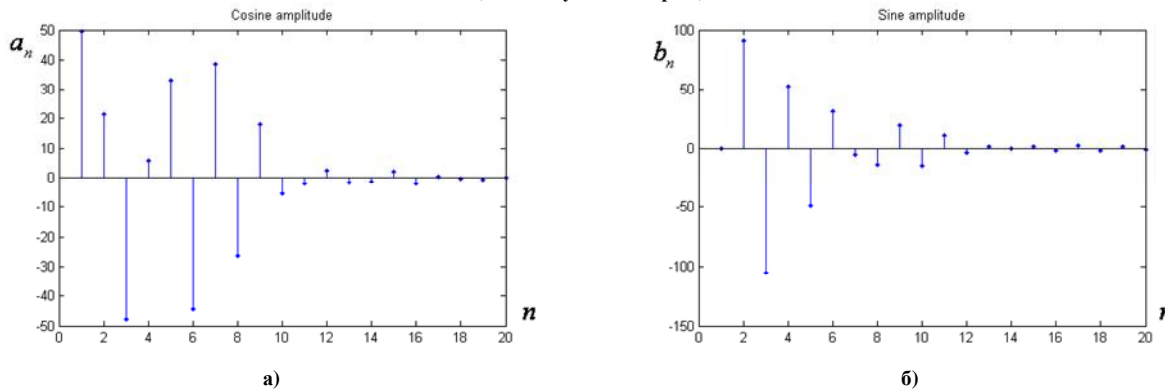


Рис. 4 Косинусний (а) та синусний (б) спектри реалізації оцінки математичного сподівання електрокардіосигналу в II відведенні (діагноз: нижній інфаркт міокарда)

Як видно із рис. 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 статистичного аналізу синхронно зареєстрованих кардіосигналів, як діагностичні ознаки пропонується використовувати коефіцієнти ортогональних розкладів статистичних оцінок взаємних кореляційних функцій компонент СЗКС у двовимірний тригонометричний ряд Фур'є. Так, реалізацію статистичної оцінки $\hat{R}_{x_1x_2}(t_1, t_2), t_1 \in [0, T_1), t_2 \in [0, T_2)$ взаємної кореляційної функції, можна розкласти у двовимірний ряд

Фур'є у комплексній формі, а саме:

$$\hat{R}_{X_1 X_2}(t_1, t_2) = \sum_{n_1=-\infty}^{\infty} \sum_{n_2=-\infty}^{\infty} c_{n_1, n_2} \cdot e^{i[\frac{2p}{T_1} t_1 \cdot n_1 + \frac{2p}{T_2} t_2 \cdot n_2]}, \quad t_1 \in [0, T_1), t_2 \in [0, T_2), \quad (6)$$

де $\left\{ e^{i[\frac{2p}{T_1} t_1 \cdot n_1 + \frac{2p}{T_2} t_2 \cdot n_2]}, n_1, n_2 \in \mathbf{Z} \right\}$ – 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:

$$c_{n_1, n_2} = \frac{1}{T_1 \cdot T_2} \int_0^{T_1} \int_0^{T_2} \hat{R}_{X_1 X_2}(t_1, t_2) \cdot e^{-i[\frac{2p}{T_1} t_1 \cdot n_1 + \frac{2p}{T_2} t_2 \cdot n_2]} dt_1 dt_2, \quad n_1, n_2 \in \mathbf{Z}. \quad (7)$$

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

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

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 $\hat{R}_{X_1 X_2}(t_1, t_2)$, які визначаються так:

$$a_{n_1, n_2} = \text{Re}\{c_{n_1, n_2}\} = \frac{1}{T_1 \cdot T_2} \int_0^{T_1} \int_0^{T_2} \hat{R}_{X_1 X_2}(t_1, t_2) \cdot \cos\left(\frac{2p}{T_1} t_1 \cdot n_1 + \frac{2p}{T_2} t_2 \cdot n_2\right) dt_1 dt_2, \quad n_1, n_2 \in \mathbf{Z}, \quad (9)$$

$$b_{n_1, n_2} = \text{Im}\{c_{n_1, n_2}\} = \frac{1}{T_1 \cdot T_2} \int_0^{T_1} \int_0^{T_2} \hat{R}_{X_1 X_2}(t_1, t_2) \cdot \sin\left(\frac{2p}{T_1} t_1 \cdot n_1 + \frac{2p}{T_2} t_2 \cdot n_2\right) dt_1 dt_2, \quad n_1, n_2 \in \mathbf{Z}. \quad (10)$$

На рис. 5-13, подано результати таких розкладів реалізації статистичних оцінок взаємних кореляційних функцій компонент СЗКС, зокрема синхронно зареєстрованих електрокардіосигналів (СЗЕКС) в II та V відведеннях, які відповідають умовній нормі та деяким патологіям.

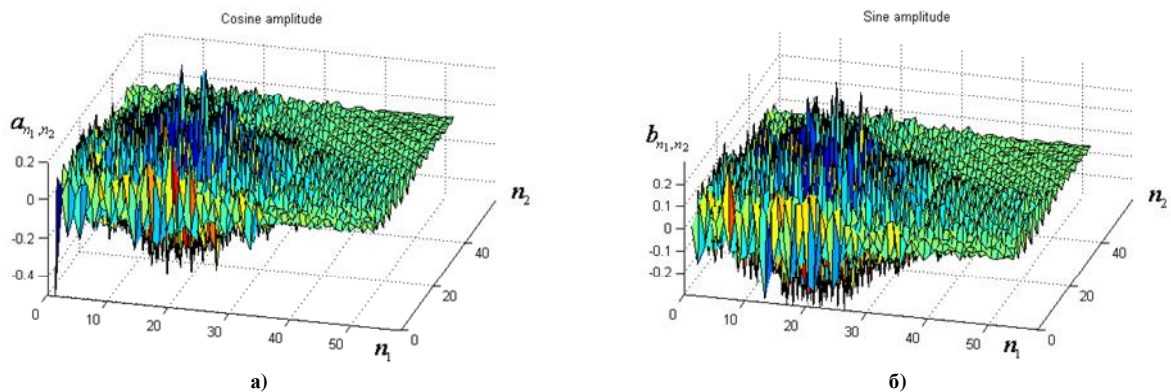


Рис. 5 Косинусний (а) та синусний (б) спектри реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: умовна норма)

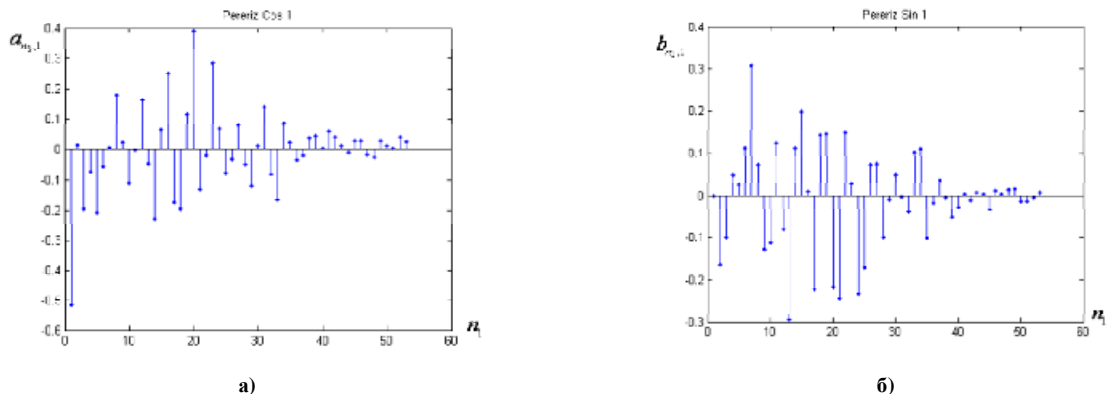


Рис. 6 Перерізи косинусного (а) та синусного (б) спектрів реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: умовна норма)

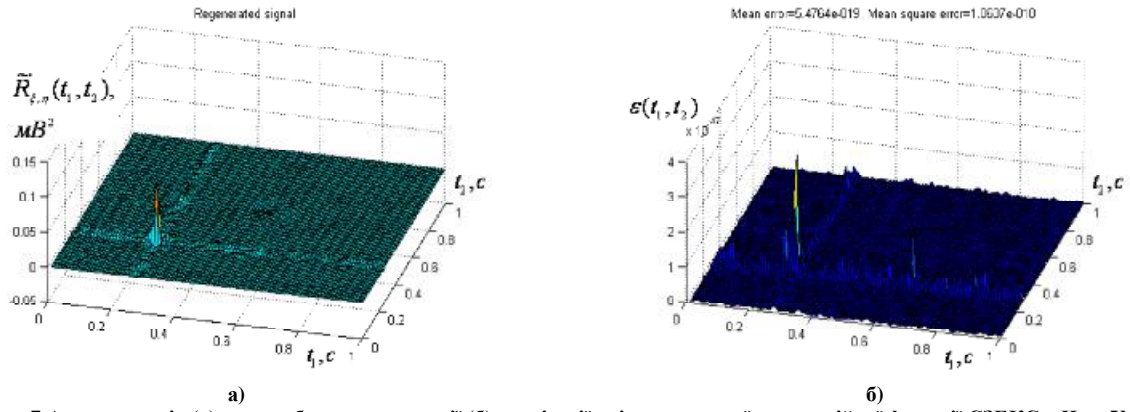


Рис. 7 Апроксимація (а) та похибка апроксимації (б) реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: умовна норма)

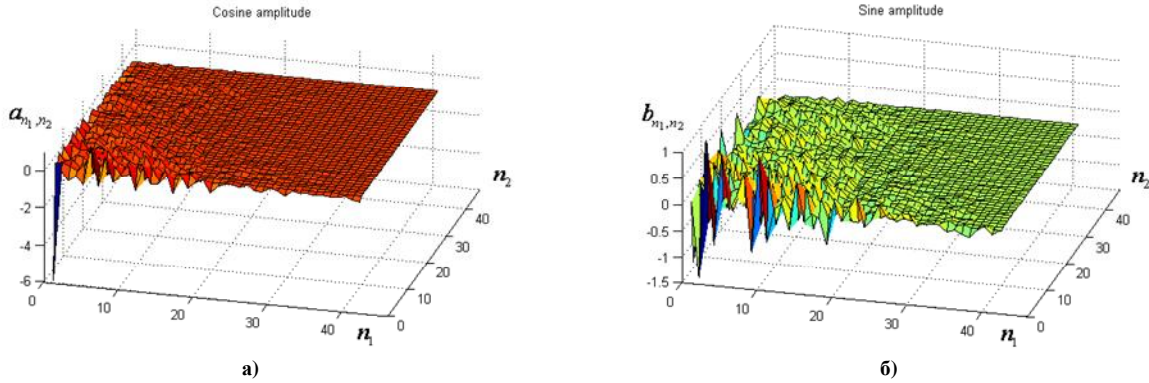


Рис. 8 Косинусний (а) та синусний (б) спектри реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: гіпертрофія правого шлуночка та правого передсердя)

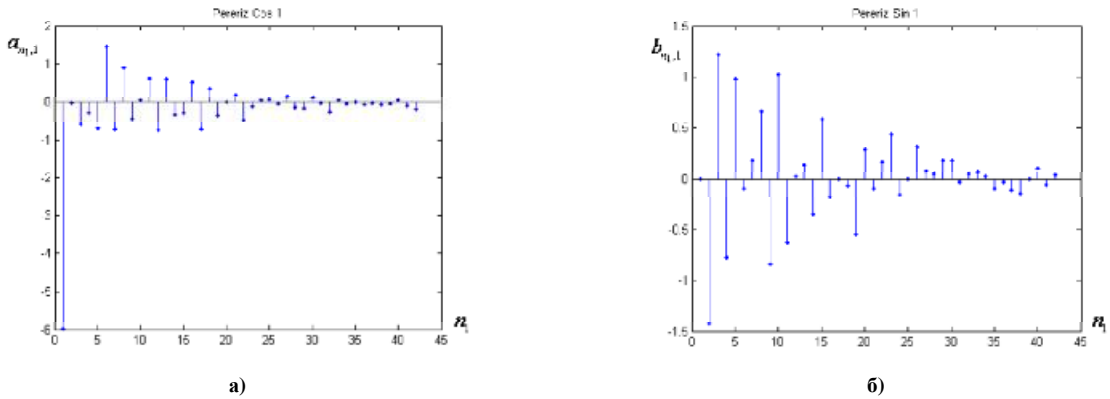


Рис. 9 Перерізи косинусного (а) та синусного (б) спектрів реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: гіпертрофія правого шлуночка та правого передсердя)

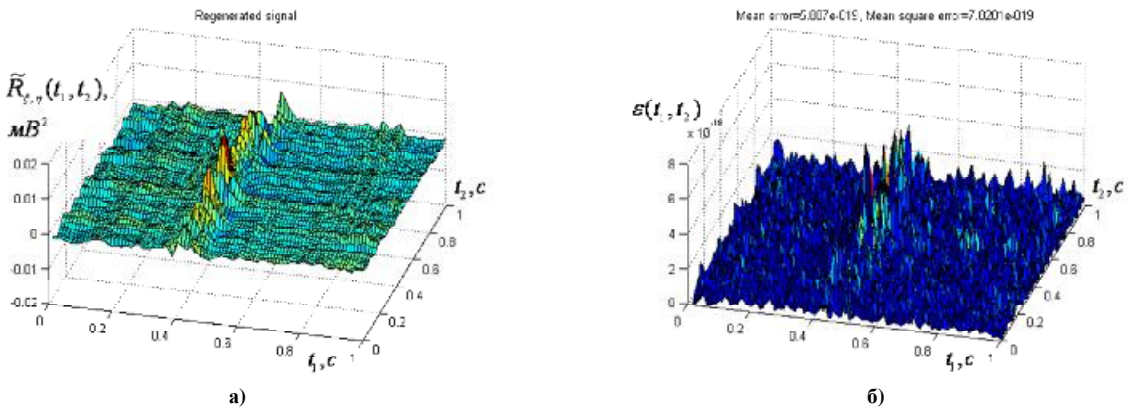


Рис. 10 Апроксимація (а) та похибка апроксимації (б) реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: гіпертрофія правого шлуночка та правого передсердя)

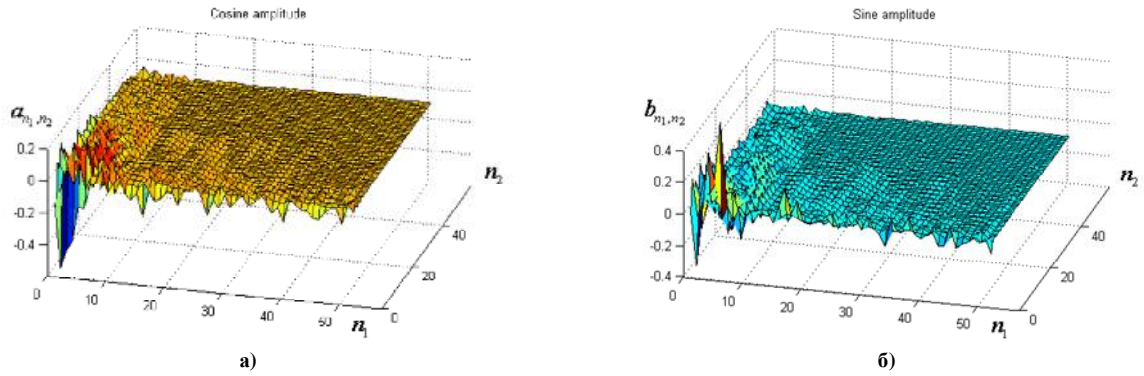


Рис. 11 Косинусний (а) та синусний (б) спектри реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях

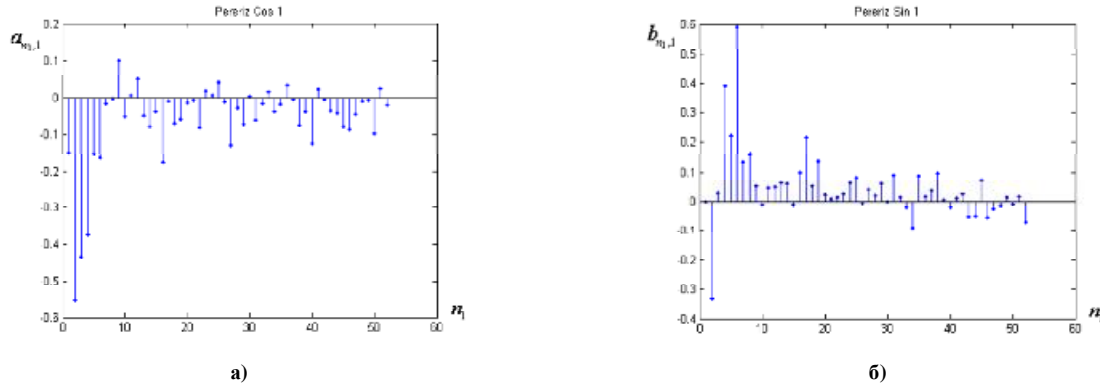


Рис. 12 Перерізи косинусного (а) та синусного (б) спектрів реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: нижній інфаркт міокарда)

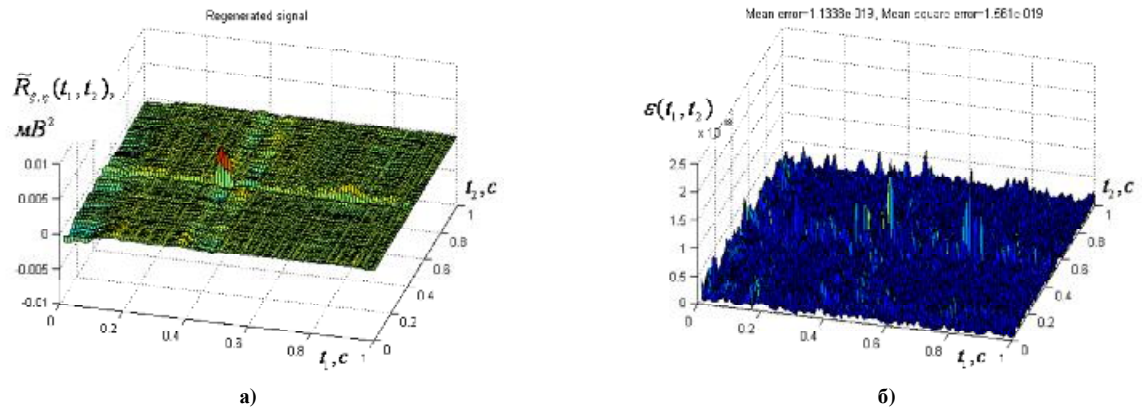


Рис. 13 Апроксимація (а) та похибка апроксимації (б) реалізації оцінки взаємної кореляційної функції СЗЕКС в II та V відведеннях (діагноз: нижній інфаркт міокарда)

Як видно з рис. 5-13, а також це підтверджується багатьма 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 енергетичний критерій, а саме, як діагностичні ознаки

використовуються ті спектральні коефіцієнти $\left\{ a_n, b_n, n = \overline{1, N} \right\}$ та

$\left\{ a_{n_1, n_2}, b_{n_1, n_2}, n_1 = \overline{1, N_1}, n_2 = \overline{1, N_2} \right\}$, які згідно із нерівністю Бесселя, вносять вклад у енергію реалізації

статистичної оцінки математичного сподівання кардіосигналу та у енергію реалізації статистичної оцінки взаємної кореляційної функції компонент СЗКС не менше ніж 95 %.

Висновки

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

кардіосигналів 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. Литвиненко Я. Методи статистичної обробки сигналів серця на базі їх моделі у вигляді у вигляді циклічного випадкового процесу із зонною часовою структурою / Литвиненко Я., Лупенко С., Студена Ю // Вісник Тернопільського державного технічного університету. – 2006. – Т. 11, № 4. – С.189-200.
4. 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.
5. 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.
6. Лупенко С. Статистичне оцінювання взаємної кореляційної функції синхронно зареєстрованих кардіосигналів у системах автоматизованої кардіодіагностики / С. Лупенко, Я. Литвиненко, А. Сверстюк // Матеріали всеукраїнської наукової конференції ТДТУ. Тернопіль. – 2009. – С. 98.

Надійшла 11.12.2009 р.