

Я. В. Литвиненко¹, С. А. Лупенко¹, П. А. Ониськів¹, В. М. Триснюк², А. М. Зозуля²

¹ Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя, Тернопіль, Україна

² Інститут телекомунікацій і глобального інформаційного простору НАН України, Київ, Україна

МЕТОДИ СТАТИСТИЧНОГО ОПРАЦЮВАННЯ РИТМОКАРДІОСИГНАЛУ ІЗ ПІДВИЩЕНОЮ РОЗДІЛЬНОЮ ЗДАТНІСТЮ НА ОСНОВІ ЙОГО МОДЕЛІ У ВИГЛЯДІ ВЕКТОРА СТАЦІОНАРНИХ ВИПАДКОВИХ ПОСЛІДОВНОСТЕЙ

Анотація. Робота присвячена методам статистичного оцінювання ймовірнісних характеристик ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю на основі його моделі у вигляді вектора стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових процесів. Було підтверджено гіпотезу про нормальність закону розподілу компонент ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю. В реальних комп'ютерних системах аналізу серцевого ритму завжди реєструється скінчена кількість циклів електрокардіосигналу, тому цей факт необхідно врахувати і при статистичному оцінюванні ймовірнісних характеристик ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю. А саме, статистичне оцінювання ймовірнісних характеристик ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю полягає в отриманні реалізації статистичних оцінок, які можуть бути прийняті за наближення до відповідних ймовірнісних характеристик досліджуваного ритмокардіосигналу. Для врахування часової динаміки ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю необхідно використовувати математичний апарат теорії випадкових процесів, а саме, розглядати його як вектор дискретних випадкових процесів. Обґрунтовано вектор діагностичних ознак в системах аналізу серцевого ритму за ритмокардіосигналами із підвищеною роздільною здатністю.

Ключові слова: методи статистичної оцінки, ймовірнісні характеристики, вектор стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей, електрокардіосигнал, ритм-кардіосигнал, серцебиття.

Вступ

Системи автоматизованого аналізу ритму серця дають змогу оцінити як стан серцево-судинної системи, так і стан адаптивних можливостей організму людини вцілому. Більшість сучасних систем аналізу серцевого ритму ґрунтуються на використанні стохастичних математичних моделей ритмокардіосигналу та методів його статистичного аналізу за ритмокардіограмою, яка є упорядкованою сукупністю тривалостей R-R-інтервалів в зареєстрованому електрокардіосигналі [1-8]. Однак, такий підхід не дає змоги виявити тонкі, більш детальні особливості серцевого ритму, оскільки R-R-інтервали відображають лише зміну у часі тривалостей серцевих циклів, а не всю сукупність часових інтервалів між однофазними значеннями електрокардіосигналу для всіх його фаз, що не дає змоги описати ритм серця у повному обсязі. У роботах [9-12], з метою більш інформативнішого опису серцевого ритму, обґрунтовано новий підхід до його аналізу на основі ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю. Класична ритмокардіограма є вкладеною у ритмокардіограму із підвищеною роздільною здатністю, що і є підставою для підвищення рівня інформативності аналізу серцевого ритму в сучасних комп'ютерних системах функціональної діагностики стану серця людини на основі ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю. У роботах [9-12] обґрунтовано застосування вектора випадкових величин як математичної моделі ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю. Однак ця модель є відносно бідною математичною моделлю ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю, оскільки не дає змогу досліджувати її часову динаміку. Для врахування часової динаміки ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю необхідно використовувати математичний

апарат теорії випадкових процесів, а саме, розглядати його як вектор дискретних випадкових процесів.

Постановка завдання. У даній роботі розробимо методи статистичного оцінювання ймовірнісних характеристик ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю на основі його моделі у вигляді вектора стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей.

Результати дослідження

Однією із найпростіших стохастичних моделей, яка враховує динаміку змін ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю, є вектор

$$\Xi_L(\omega', m) = \left\{ T_l(\omega', m), \omega' \in \Omega', l = \overline{1, L}, m \in \mathbf{Z} \right\}$$

стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей. У цьому векторі індекс m позначає номер циклу електрокардіосигналу, а індекс l – номер відліку електрокардіосигналу в рамках його m -го циклу. Кількість відліків L на цикл електрокардіосигналу визначає роздільну здатність ритмокардіосигналу, та задає кількість фаз на циклі електрокардіосигналу, які можуть бути виділені методами сегментації та детектування при вирішенні завдання автоматичного формування ритмокардіосигналу із електрокардіосигналу.

Визначальною властивістю вектора $\Xi_L(\omega', m)$ стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей є інваріантність його сімейства функцій розподілу до часових зсувів на довільне ціле число $k \in \mathbf{Z}$. А саме, для будь-якої функції розподілу $F_{PT_1 \dots T_p}(x_1, \dots, x_p, m_1, \dots, m_p)$ порядку p ($p \in \mathbf{N}$) із сімейства функцій розподілу вектора $\Xi_L(\omega', m)$ стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей має місце така рівність:

$$F_{pT_1 \dots T_p}(x_1, \dots, x_p, m_1, \dots, m_p) = F_{pT_1 \dots T_p}(x_1, \dots, x_p, m_1 + k, \dots, m_p + k), \quad x_1, \dots, x_p \in \mathbf{R}, m_1, \dots, m_p \in \mathbf{Z}, l_1, \dots, l_p \in \left\{ \overline{1, L} \right\}, k \in \mathbf{Z}. \quad (1)$$

Подамо формули, які репрезентують збіжність у середньоквадратичному сенсі відповідних статистичних оцінок до оцінюваних імовірнісних характеристик вектора

$$\Xi_L(\omega', m) = \left\{ T_l(\omega', m), \omega' \in \Omega', l = \overline{1, L}, m \in \mathbf{Z} \right\}$$

стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей.

Оцінка, що збігається у середньоквадратичному сенсі до функції розподілу

$$F_{pT_1 \dots T_p}(x_1, \dots, x_p, m_1, \dots, m_p)$$

порядку p ($p \in \mathbf{N}$) вектора $\Xi_L(\omega', m)$ стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей:

$$F_{pT_1 \dots T_p}(x_1, \dots, x_p, m_1, \dots, m_p) = \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{1}{2K+1} \sum_{k=-K}^K \prod_{j=1}^p H(x_j - T_{l_j}(\omega', m_j + k)), \quad (2)$$

$$x_1, \dots, x_p \in \mathbf{R}, m_1, \dots, m_p \in \mathbf{Z}, l_1, \dots, l_p \in \left\{ \overline{1, L} \right\}, k \in \mathbf{Z}.$$

$$\text{Функція } H(x) = \begin{cases} 1, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases} \text{ є функцією Хевісайда, яка є індикатором невід'ємного числа.}$$

Зокрема, якщо у формулі (2) $p = 1$, тобто $l_1 = l_2 = \dots = l_p = l$, то матимемо одновимірну $F_{lT_1}(x) = F_{lT_1}(x, m)$ автофункцію розподілу стаціонарної випадкової послідовності $T_l(\omega', m)$, для якої із формули (2) слідує збіжність у середньоквадратичному сенсі:

$$F_{lT_1}(x) = \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{1}{2K+1} \sum_{k=-K}^K H(x - T_l(\omega', k)), \quad (3)$$

$$x \in \mathbf{R}, l \in \left\{ \overline{1, L} \right\}, k \in \mathbf{Z}.$$

Оцінка, що збігається у середньоквадратичному сенсі до змішаної початкової моментної функції порядку $s = \sum_{j=1}^p s_j$:

$$c_{sT_1 \dots T_p}(m_1, \dots, m_p) = \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{1}{2K+1} \sum_{k=-K}^K T_{l_1}^{s_1}(\omega', m_1 + k) \dots T_{l_p}^{s_p}(\omega', m_p + k), \quad (4)$$

$$m_1, \dots, m_p \in \mathbf{Z}, l_1, \dots, l_p \in \left\{ \overline{1, L} \right\}, k \in \mathbf{Z}.$$

Якщо $s = 2$ та $p = 2$, то із формули (4) слідує така збіжність у середньоквадратичному сенсі для коваріаційної функції $c_{sT_1 T_2}(m_1, m_2)$ двох стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей $T_{l_1}(\omega', m)$ та $T_{l_2}(\omega', m)$, які описують

часові відстані між однофазними відліками електрокардіосигналу для l_1 -ї та l_2 -ї його фаз, а саме:

$$c_{2T_1 T_2}(m_1, m_2) = \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{1}{2K+1} \times \sum_{k=-K}^K T_{l_1}(\omega', m_1 + k) \cdot T_{l_2}(\omega', m_2 + k), \quad (5)$$

$$m_1, m_2 \in \mathbf{Z}, l_1, l_2 \in \left\{ \overline{1, L} \right\}, k \in \mathbf{Z}.$$

Якщо в формулі (4) $p = 1$, тобто $l_1 = l_2 = \dots = l_p = l$, то матимемо збіжність оцінки у середньоквадратичному сенсі до одновимірної початкової моментної функції $c_{sT_l}(m)$ s -го порядку, яка для стаціонарної випадкової послідовності $T_l(\omega', m)$ є константою $c_{sT_l} = c_{sT_l}(m)$ (початковий момент s -го порядку), а саме:

$$c_{sT_l} = \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{1}{2K+1} \sum_{k=-K}^K T_l^s(\omega', k), \quad l \in \left\{ \overline{1, L} \right\}. \quad (6, a)$$

Якщо в формулі (6, a) $s = 1$, то матимемо збіжність оцінки у середньоквадратичному сенсі до початкового моменту першого порядку $c_{1T_l} = c_{1T_l}(m)$ (математичного сподівання) стаціонарної випадкової послідовності $T_l(\omega', m)$, а саме:

$$c_{1T_l} = \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{1}{2K+1} \sum_{k=-K}^K T_l(\omega', k), \quad l \in \left\{ \overline{1, L} \right\}. \quad (6, b)$$

Оцінка, що збігається у середньоквадратичному сенсі до змішаної початкової центральної функції порядку $s = \sum_{j=1}^p s_j$:

$$r_{sT_1 \dots T_p}(m_1, \dots, m_p) = \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{1}{2K+1} \sum_{k=-K}^K \left(T_{l_1}(\omega', m_1 + k) - c_{1T_{l_1}} \right)^{s_1} \dots \left(T_{l_p}(\omega', m_p + k) - c_{1T_{l_p}} \right)^{s_p}, \quad (7)$$

$$m_1, \dots, m_p \in \mathbf{Z}, l_1, \dots, l_p \in \left\{ \overline{1, L} \right\}, k \in \mathbf{Z}.$$

Якщо $s = 2$ та $p = 2$, то із формули (7) слідує така збіжність у середньоквадратичному сенсі для кореляційної функції $r_{sT_1 T_2}(m_1, m_2)$ двох стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей $T_{l_1}(\omega', m)$ та $T_{l_2}(\omega', m)$, які описують часові відстані між однофазними відліками електрокардіосигналу для l_1 -ої та l_2 -ої його фаз, а саме:

$$r_{2T_1 T_2}(m_1, m_2) = \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{1}{2K+1} \times \sum_{k=-K}^K \left(T_{l_1}(\omega', m_1 + k) - c_{1T_{l_1}} \right) \cdot \left(T_{l_2}(\omega', m_2 + k) - c_{1T_{l_2}} \right), \quad (8)$$

$$m_1, m_2 \in \mathbf{Z}, l_1, l_2 \in \left\{ \overline{1, L} \right\}, k \in \mathbf{Z}.$$

Якщо в формулі (8) $s=2$ та $p=1$, тобто $l_1=l_2=\dots=l_p=l$, то матимемо збіжність оцінки у середньоквадратичному сенсі до дисперсії r_{2T_l} стаціонарної випадкової послідовності $T_l(\omega', m)$, а саме:

$$r_{2T_l} = \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{1}{2K+1} \sum_{k=-K}^K \left(T_l(\omega', k) - c_{T_l} \right)^2, l \in \left\{ \overline{1, L} \right\}. \quad (9)$$

Наведені вище формули відображають збіжність у середньоквадратичному сенсі статистичних оцінок до відповідних ймовірносних характеристик ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю, а, отже, дані статистичні оцінки є слушними.

Оскільки в реальних комп'ютерних системах аналізу серцевого ритму завжди реєструється скінчена кількість циклів електрокардіосигналу, то цей факт необхідно врахувати і при статистичному оцінюванні ймовірносних характеристик ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю. А саме, статистичне оцінювання ймовірносних характеристик ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю полягає в отриманні реалізацій статистичних оцінок, які можуть бути прийняті за наближення до відповідних ймовірносних характеристик досліджуваного ритмокардіосигналу.

Запишемо вирази для обчислення реалізацій відповідних статистичних оцінок ймовірносних характеристик вектора

$$\Xi_L(\omega', m) = \left\{ T_l(\omega', m), \omega' \in \Omega', l = \overline{1, L}, m \in \mathbf{Z} \right\}$$

стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей у випадку, коли задана деяка довга його реалізація

$$\Xi_{L\omega'}(m) = \left\{ T_{l\omega'}(m), l = \overline{1, L}, m = \overline{1, M} \right\},$$

де M – кількість зареєстрованих повних циклів електрокардіосигналу із якого сформовано ритмокардіосигнал із підвищеною роздільною здатністю.

Вираз для обчислення реалізації статистичної оцінки функції розподілу

$$F_{pT_{l_1} \dots T_{l_p}}(x_1, \dots, x_p, m_1, \dots, m_p)$$

порядку p ($p \in \mathbf{N}$) вектора $\Xi_L(\omega', m)$ стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей має вигляд:

$$\begin{aligned} & \hat{F}_{pT_{l_1} \dots T_{l_p}}(x_1, \dots, x_p, m_1, \dots, m_p) = \\ & = \frac{1}{M - M_1 + 1} \sum_{k=0}^{M-M_1} \prod_{j=1}^p H(x_j - T_{l_j\omega'}(m_j + k)), \quad (10) \end{aligned}$$

$$x_1, \dots, x_p \in \mathbf{R}, m_1, \dots, m_p \in \left\{ \overline{1, M_1} \right\}, l_1, \dots, l_p \in \left\{ \overline{1, L} \right\}.$$

де M_1 ($M_1 \ll M$) – максимальне значення аргументів m_1, \dots, m_p , що вибирається у залежності від кількості усереднень в реалізації статистики, щоб забезпечити необхідний рівень точності та достовірності статистичного оцінювання.

Зокрема, якщо у формулі (10) $p=1$, тобто $l_1=l_2=\dots=l_p=l$, то матимемо вираз для обчислення реалізації статистичної оцінки $\hat{F}_{T_l}(x)$ одновимірної автофункції розподілу $F_{T_l}(x)$ стаціонарної випадкової послідовності $T_l(\omega', m)$, а саме:

$$\begin{aligned} \hat{F}_{T_l}(x) &= \frac{1}{M - M_1 + 1} \sum_{k=0}^{M-M_1} H(x - T_{l\omega'}(k)), \quad (11) \\ &, x \in \mathbf{R}, l \in \left\{ \overline{1, L} \right\}. \end{aligned}$$

Вираз для обчислення реалізації статистичної оцінки змішаної початкової моментної функції порядку $s = \sum_{j=1}^p s_j$ матиме вигляд:

$$\begin{aligned} & \hat{c}_{sT_{l_1} \dots T_{l_p}}(m_1, \dots, m_p) = \\ & = \frac{1}{M - M_1 + 1} \sum_{k=0}^{M-M_1} T_{l_1\omega'}^{s_1}(m_1 + k) \dots T_{l_p\omega'}^{s_p}(m_p + k), \quad (12) \end{aligned}$$

$$m_1, \dots, m_p \in \left\{ \overline{1, M_1} \right\}, l_1, \dots, l_p \in \left\{ \overline{1, L} \right\}.$$

Якщо $s=2$ та $p=2$, то із формули (12) слідує вираз для обчислення реалізації статистичної оцінки $\hat{c}_{sT_{l_1}T_{l_2}}(m_1, m_2)$ коваріаційної функції $c_{sT_{l_1}T_{l_2}}(m_1, m_2)$ двох стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей $T_{l_1}(\omega', m)$ та $T_{l_2}(\omega', m)$, які описують часові відстані між однофазними відліками електрокардіосигналу для l_1 -ої та l_2 -ої його фаз, а саме:

$$\begin{aligned} & \hat{c}_{2T_{l_1}T_{l_2}}(m_1, m_2) = \\ & = \frac{1}{M - M_1 + 1} \sum_{k=0}^{M-M_1} T_{l_1\omega'}(m_1 + k) \cdot T_{l_2\omega'}(m_2 + k), \quad (13) \end{aligned}$$

$$m_1, m_2 \in \left\{ \overline{1, M_1} \right\}, l_1, l_2 \in \left\{ \overline{1, L} \right\}.$$

Якщо в формулі (12) $p=1$, тобто $l_1=l_2=\dots=l_p=l$, то отримаємо вираз для обчислення реалізації статистичної оцінки \hat{c}_{sT_l} початкового моменту S -го порядку c_{sT_l} стаціонарної випадкової послідовності $T_l(\omega', m)$, а саме:

$$\hat{c}_{sT_l} = \frac{1}{M - M_1 + 1} \sum_{k=0}^{M-M_1} T_{l\omega'}^s(k), l \in \left\{ \overline{1, L} \right\}. \quad (14)$$

Якщо в формулі (14) $s = 1$, то отримаємо вираз для обчислення реалізації статистичної оцінки \hat{C}_{1T_l} початкового моменту першого порядку C_{1T_l} (математичного сподівання) стаціонарної випадкової послідовності $T_l(\omega', m)$, а саме:

$$\hat{c}_{1T_l} = \frac{1}{M - M_1 + 1} \sum_{k=0}^{M-M_1} T_{l\omega'}(k), l \in \{\overline{1, L}\}. \quad (15)$$

Вираз для обчислення реалізації статистичної оцінки змішаної початкової центральної функції порядку $s = \sum_{j=1}^p s_j$ матиме такий вигляд:

$$\hat{r}_{s_{T_{l_1} \dots T_{l_p}}}(m_1, \dots, m_p) = \frac{1}{M - M_1 + 1} \times \sum_{k=0}^{M-M_1+1} (T_{l_1\omega'}(m_1+k) - \hat{c}_{1T_{l_1}})^{s_1} \dots (T_{l_p\omega'}(m_p+k) - \hat{c}_{1T_{l_p}})^{s_p}, \quad (16)$$

$$m_1, \dots, m_p \in \{\overline{1, M_1}\}, l_1, \dots, l_p \in \{\overline{1, L}\}.$$

Якщо $s = 2$ та $p = 2$, то із формули (16) слідує вираз для обчислення реалізації статистичної оцінки кореляційної функції $r_{s_{T_{l_1} T_{l_2}}}(m_1, m_2)$ двох стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей $T_{l_1}(\omega', m)$ та $T_{l_2}(\omega', m)$, які описують часові відстані між однофазними відліками електрокардіосигналу для l_1 -ої та l_2 -ої його фаз, а саме:

$$\hat{r}_{2_{T_{l_1} T_{l_2}}}(m_1, m_2) = \frac{1}{M - M_1 + 1} \sum_{k=0}^{M-M_1} (T_{l_1\omega'}(m_1+k) - \hat{c}_{1T_{l_1}}) \cdot (T_{l_2\omega'}(m_2+k) - \hat{c}_{1T_{l_2}}), \quad (17)$$

$$m_1, m_2 \in \{\overline{1, M_1}\}, l_1, l_2 \in \{\overline{1, L}\}.$$

Оскільки для стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей кореляційні функції є функціями лише від одного цілочисельного аргументу u , який дорівнює $u = m_1 - m_2$, то і їх статистичні оцінки також залежать лише від одного аргументу u . У цьому разі, якщо припустити ергодичність стаціонарних компонент вектора $\Xi_L(\omega', m)$, то формула (17) набуде такого вигляду:

$$\hat{r}_{2_{T_{l_1} T_{l_2}}}(u) = \hat{r}_{2_{T_{l_1} T_{l_2}}}(m_1 - m_2) = \frac{1}{M - M_1 + 1} \sum_{k=0}^{M-M_1} (T_{l_1\omega'}(k) - \hat{c}_{1T_{l_1}}) \cdot (T_{l_2\omega'}(k+u) - \hat{c}_{1T_{l_2}}), \quad (18)$$

$$u = \overline{0, M_1 - 1}, m_1, m_2 \in \{\overline{1, M_1}\}, l_1, l_2 \in \{\overline{1, L}\}.$$

Якщо в формулі (18) $u = 0$, а $l_1 = l_2 = l$, то матимемо вираз для обчислення реалізації оцінки дисперсії r_{2T_l} стаціонарної випадкової послідовності $T_l(\omega', m)$, а саме:

$$\hat{r}_{2T_l} = \frac{1}{M - 1} \sum_{k=1}^M (T_l(\omega', k) - c_{1T_l})^2, l \in \{\overline{1, L}\}. \quad (19)$$

Перевірка гіпотези про нормальність компонент вектора

Найбільш повну інформацію про ймовірнісні характеристики ритмокардіограми із підвищеною роздільною здатністю містить сімейство функцій розподілу

$$\left\{ F_{p_{T_{l_1} \dots T_{l_p}}}(x_1, \dots, x_p, m_1, \dots, m_p), p \in \mathbf{N}, l_1, \dots, l_p \in \{\overline{1, L}\} \right\}$$

вектора $\Xi_L(\omega', m)$ стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей, а всі решта ймовірнісні характеристики (змішані, центральні, початкові моментні функції різних порядків) є похідними від цього сімейства. Однак, зважаючи на високу обчислювальну складність методів статистичного оцінювання багатовимірних функцій розподілу вектора $\Xi_L(\omega', m)$, необхідно дослідити ритмокардіосигнали із підвищеною роздільною здатністю на предмет обґрунтування їх типів розподілу, зокрема, перевірити статистичну гіпотезу про нормальність (гаусовість) стаціонарних компонент вектора, що у випадку її підтвердження, дасть змогу застосувати модель досліджуваної ритмокардіограми у рамках спектрально-кореляційної теорії, а саме замість громіздкого, обчислювально складного оцінювання функцій розподілу, застосовувати обчислювально простіші процедури оцінювання спектрально-кореляційних характеристик ритмокардіосигналів із підвищеною роздільною здатністю.

Перевіримо гіпотезу про нормальність закону розподілу компонент вектора $\Xi_L(\omega', m)$. Для цього застосуємо критерій згоди Пірсона (χ^2 -тест), що дає змогу встановити узгодженість (чи неузгодженість) емпіричного та теоретичного розподілів компонент вектора $\Xi_L(\omega', m)$. Емпіричний розподіл компонент вектора

$$\Xi_L(\omega', m) = \left\{ T_l(\omega', m), \omega' \in \Omega', l = \overline{1, L}, m = \overline{1, M} \right\},$$

оцінюється шляхом побудови гістограми. А саме, інтервал у який попадають усі значення реалізації $T_{l\omega'}(m)$ l -ої компоненти $T_l(\omega', m)$ розбивається на I підінтервалів

$$\left\{ (S_i^l, S_{i+1}^l), i = \overline{1, I} \right\}$$

з тривалостями

$$\left\{ \Delta_i^l = S_{i+1}^l - S_i^l, i = \overline{1, I} \right\}$$

та для кожного інтервалу S_i^l обчислюється число h_i^l (емпірична частота), яке дорівнює відношенню кількості значень реалізації $T_{l\omega'}(m)$ l -ої компоненти $T_l(\omega', m)$, що попали в інтервал Δ_i^l , до їх загальної кількості M , а саме:

$$h_i^l = \frac{n_i^l}{\Delta_i^l \cdot M}, i = \overline{1, I}, l = \overline{1, L}. \quad (20)$$

При цьому множину пар $\left\{(\Delta_i^l, h_i^l), i = \overline{1, I}\right\}$ для реалізації $T_{l\omega'}(m)$ l -ої компоненти $T_l(\omega', m)$ можна подати або у вигляді таблиці або у графічному вигляді як гістограму, для прикладу на рис. 2 наведені результати таких обчислень для компонент вектора.

У критерії χ^2 -квадрат як міру відхилення емпіричної частоти h_i^l від відповідної теоретичної ймовірності p_i^l використовується величина

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^I \frac{\left(\frac{h_i^l}{M} - p_i^l\right)^2}{p_i^l}. \quad (21)$$

Величина χ^2 у виразі (21) є випадковою величиною, розподіл якої при $M \rightarrow \infty$, буде прямувати до χ^2 -розподілу $P_q(x)$, що залежить від параметру q , який називають числом степенів вільності, що дорівнює:

$$q = I - s - 1, \quad (22)$$

де s – кількість параметрів теоретичного розподілу, відносно якого здійснюється перевірка гіпотези про узгодженість емпіричного та теоретичного розподілів. У випадку нормальної розподіленості стаціонарних компонент вектора $\Xi_L(\omega', m)$, $s = 2$.

Застосування χ^2 -тесту передбачає попереднє задання деякого рівня значимості α (наприклад, $\alpha = 0.01$; $\alpha = 0.05$), що уможливорює обчислення квантилю $\chi_{q\alpha}^2$ розподілу χ^2 для заданого α та q . Якщо значення χ^2 , обчислене за формулою (21), більше $\chi_{q\alpha}^2$, то вважається, що теоретичний розподіл (наприклад, нормальний) погано узгоджується із результатами спостережень при заданому рівні значимості α . І навпаки, якщо обчислене значення χ^2 менше $\chi_{q\alpha}^2$, то вважається, що теоретичний та емпіричний розподіли добре між собою узгоджуються.

Отримані результати статистичного опрацювання

Для отримання вірогідного результату перевірки на нормальність закону розподілу ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю, було опрацьовано реалізацію електрокардіосигналу у другому відведенні, яка містила 245 серцевих циклів та породжувалася роботою серця пацієнта із умовною нормою. Із зареєстрованої електрокардіограми згідно із методом автоматичного формування ритмокардіограми із підвищеною точністю, отримано реалізацію

$$\Xi_{3\omega'}(m) = \left\{ T_{l\omega'}(m), l = \overline{1, 3}, m = \overline{1, 245} \right\}$$

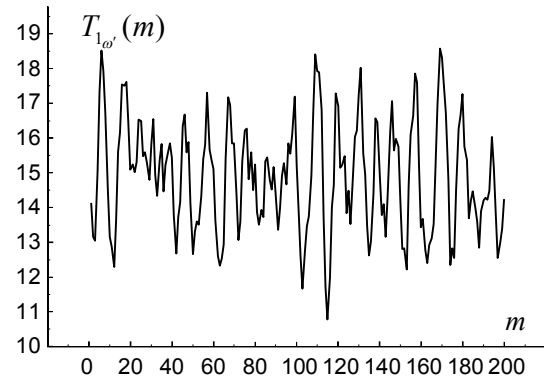
трикомпонентного вектора

$$\Xi_3(\omega', m) = \left\{ T_l(\omega', m), \omega' \in \Omega', l = \overline{1, 3}, m = \overline{1, 245} \right\}$$

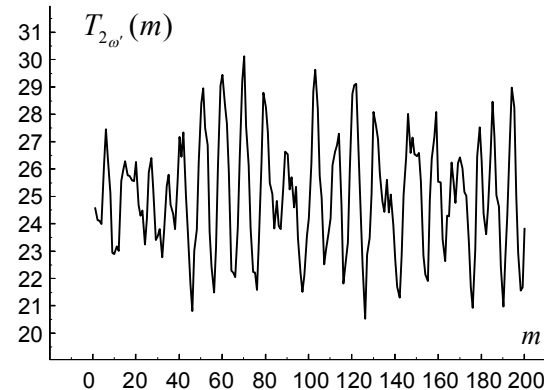
стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей.

Перша компонента $T_1(\omega', m)$ цього вектора є випадковою стаціонарною послідовністю, що описує тривалості P -інтервалів в електрокардіосигналі для всіх його 245 зареєстрованих циклах.

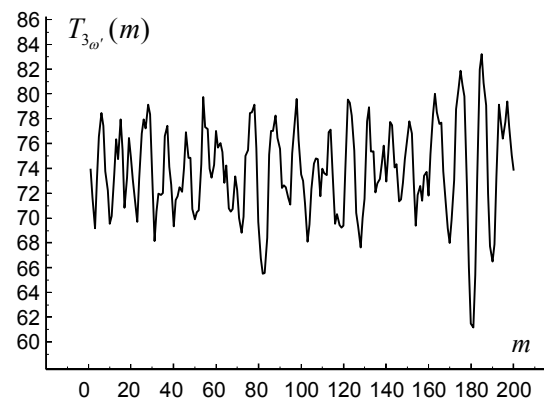
Графік реалізації $T_{1\omega'}(m)$ цієї компоненти подано на рис. 1, а.



а



б



в

Рис. 1. Графіки реалізацій:
а – $T_{1\omega'}(m)$; б – $T_{2\omega'}(m)$; в – $T_{3\omega'}(m)$

Друга компонента $T_2(\omega', m)$ цього вектора є випадковою стаціонарною послідовністю, що описує тривалості R -інтервалів в електрокардіосигналі.

Графік реалізації $T_{2\omega'}(m)$ другої компоненти подано на рис. 1, б.

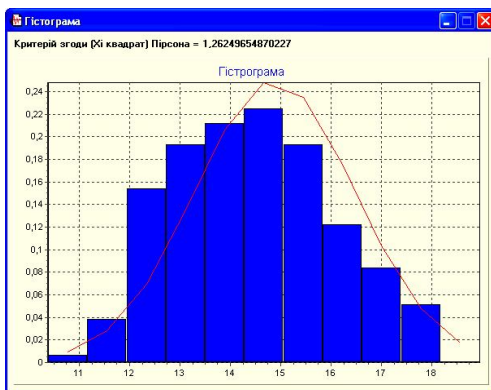
Третя компонента $T_3(\omega', m)$ цього вектора є випадковою стаціонарною послідовністю, що описує тривалості T -інтервалів в електрокардіосигналі.

Графік реалізації $T_{3\omega'}(m)$ третьої компоненти подано на рис. 1, в.

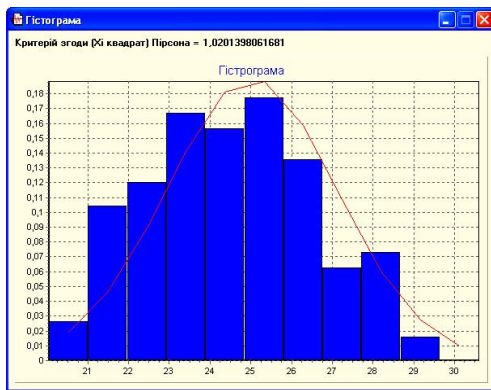
Число ступенів свободи було вибрано рівним $q = 7$, рівень значимості $\alpha = 0.05$, і, відповідно квантиль χ^2 -розподілу з q ступенями свободи

$$\chi^2_{0.95;7} = 14.07.$$

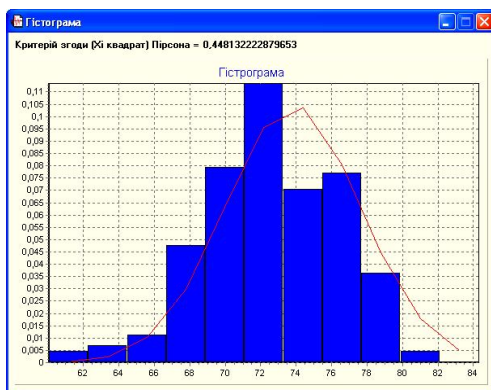
На рис. 2, а-в подано гістограми для реалізацій $T_{1\omega'}(m)$, $T_{2\omega'}(m)$ та $T_{3\omega'}(m)$ відповідних трьох стаціонарних компонент вектора $\Xi_3(\omega', m)$.



а



б



в

Рис. 2. Гістограми для: компонент: а – $T_1(\omega', m)$; б – $T_2(\omega', m)$; в – $T_3(\omega', m)$

У табл. 1 подано результати застосування χ^2 -тесту щодо перевірки на нормальність закону розподілу трьох стаціонарних компонент вектора $\Xi_3(\omega', m)$, що задають ритмокардіосигнал із підвищеною роздільною здатністю.

Таблиця 1 – Результати перевірки гіпотези

Номер стаціонарної компоненти	Значення квантилю $\chi^2_{q\alpha}$ при $\alpha = 0.05$ та $q = 7$	Значення реалізації випадкової величини χ^2	Результат перевірки гіпотези
1	14,067	1,26	$\chi^2 < \chi^2_{q\alpha}$ (гіпотезу підтверджено)
2	14,067	1,02	$\chi^2 < \chi^2_{q\alpha}$ (гіпотезу підтверджено)
3	14,067	0,49	$\chi^2 < \chi^2_{q\alpha}$ (гіпотезу підтверджено)

Таким чином, на основі результатів перевірки гіпотези про нормальність розподілу стаціонарних компонент випадкового вектора $\Xi_L(\omega', m)$ за критерієм згоди Пірсона, встановлено, що ці результати не суперечать гіпотезі про нормальність його розподілу. Нормальність вектора $\Xi_L(\omega', m)$ є підставою для обґрунтування діагностичних ознак в системах аналізу серцевого ритму за ритмокардіограмою із підвищеною роздільною здатністю у рамках спектрально-кореляційної теорії, що суттєво знижує обчислювальну складність такого аналізу. У такому разі, для оцінювання ймовірносної структури вектора $\Xi_L(\omega', m)$ стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей достатньо здійснити статистичне оцінювання лише вектора

$$C^1_L = \{c_{1l}, l = \overline{1, L}\}$$

його математичних сподівань згідно із формулою (15) та матрицю кореляційних функцій

$$R_T = [r_{2r_1 r_2}(u), l_1, l_2 = \overline{1, L}]$$

згідно із формулою (18).

Обґрунтування вибору діагностичних ознак в системах аналізу серцевого ритму за ритмокардіосигналами із підвищеною роздільною здатністю

Важливим етапом розробки інформаційних систем аналізу серцевого ритму є обґрунтований вибір множини діагностичних ознак, за якими буде здійснюватися автоматизована процедура прийняття діагностичних рішень. До такої множини діагностичних ознак, переважно, висувають дві вимоги. Першою вимогою є вимога інформативності множини діагностичних ознак, а другою – вимога мінімальності їх кількості.

Перша вимога, що стосується інформативності діагностичних ознак полягає у спроможності за

цими ознаками розрізняти різні стани досліджуваної системи. Така інформативність діагностичних ознак визначається двома їх характеристиками, а саме, чутливістю діагностичних ознак до зміни стану регулятивних механізмів серцево-судинної системи та організму в цілому, а також нечутливістю до різного роду неінформативних шумових факторів (завад), які завжди присутні в ритмокардіосигналі. Одним із можливих кількісних індикаторів інформативності діагностичних ознак є відношення середньої відстані між діагностичними класами (навчачими сукупностями) та середнім діаметром відповідних класів, що відповідають різним станам серцево-судинної системи у метричному просторі діагностичних ознак. Якщо таке відношення є значним, то компоненти вектора діагностичних ознак вважаються інформативними.

Вимога мінімальної кількості діагностичних ознак забезпечує мінімальну розмірність простору діагностичних ознак, що, як наслідок, забезпечує мінімальну обчислювальну складність алгоритмів прийняття діагностичних рішень.

Проведемо обґрунтування множини діагностичних ознак для оцінювання стану регулятивних механізмів серцево-судинної системи та організму в цілому, а саме, таких сукупності діагностичних ознак, які, з однієї сторони, є інформативними, а із іншої - мають мінімальну кількість (обсяг). Спочатку зосередимо увагу на процедурі забезпечення мінімальності обсягу сукупності діагностичних ознак за ритмокардіосигналом із підвищеною роздільною здатністю.

Оскільки раніше було підтверджено гіпотезу про нормальність розподілу ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю, то, як описано вище, початковою сукупністю діагностичних ознак є числовий вектор

$$\hat{\mathbf{C}}_L^1 = \left\{ \hat{c}_{1T_l}, l = \overline{1, L} \right\}$$

точкових оцінок математичних сподівань, які обчислюються згідно із виразом (15) та матриця оцінок кореляційних функцій

$$\hat{\mathbf{R}}_T = \left[\hat{r}_{2T_1 T_2}(u), l_1, l_2 = \overline{1, L} \right],$$

які обчислювалися згідно із формулою (18). Одним із очевидних шляхів зменшення кількості діагностичних ознак за ритмокардіосигналом є врахування факту симетричності

$$(\hat{r}_{2T_1 T_2}(u) = \hat{r}_{2T_2 T_1}(u), l_1, l_2 = \overline{1, L})$$

матриці оцінок кореляційних функцій

$$\hat{\mathbf{R}}_T = \left[\hat{r}_{2T_1 T_2}(u), l_1, l_2 = \overline{1, L} \right],$$

що вказує на достатність оцінювання лише тих елементів матриці $\hat{\mathbf{R}}_T$, які лежать на її діагоналі та вище діагоналі, а саме, такої упорядкованої сукупності

$$\hat{\mathbf{R}}_T = \left[\hat{r}_{2T_1 T_2}(u), l_1 = \overline{1, L}, l_2 = \overline{1, L} \right].$$

На діагоналі цієї матриці, коли $l_1 = l_2$, розміщені оцінки автокореляційних функцій, а елементи матриці $\hat{\mathbf{R}}_T$, які розміщені над її діагоналлю, тобто, коли $l_1 < l_2$, є оцінками взаємокореляційних функцій. Тому матрицю

$$\hat{\mathbf{R}}_T = \left[\hat{r}_{2T_1 T_2}(u), l_1, l_2 = \overline{1, L} \right]$$

не втративши інформативності можна замінити трикутною матрицею

$$\hat{\mathbf{R}}_T = \left[\hat{r}_{2T_1 T_2}(u), l_1 = \overline{1, L}, l_2 = \overline{1, L} \right].$$

Ще одним шляхом зменшення кількості діагностичних ознак у інформаційних системах аналізу серцевого ритму на основі ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю є використання спектральних розкладів самих елементів трикутної матриці

$$\hat{\mathbf{R}}_T = \left[\hat{r}_{2T_1 T_2}(u), l_1 = \overline{1, L}, l_2 = \overline{1, L} \right],$$

зокрема, шляхом використання дискретного перетворення Фур'є оцінок автокореляційних та взаємокореляційних функцій із цієї матриці. А саме, замість трикутної матриці

$$\hat{\mathbf{R}}_T = \left[\hat{r}_{2T_1 T_2}(u), l_1 = \overline{1, L}, l_2 = \overline{1, L} \right]$$

кореляційних функцій можна використовувати трикутну матрицю

$$\hat{\mathbf{S}}_T = \left[\hat{S}_{2T_1 T_2}(v), l_1 = \overline{1, L}, l_2 = \overline{1, L} \right],$$

елементи якої є Фур'є-образами відповідних оцінок кореляційних функцій із матриці $\hat{\mathbf{R}}_T$. А саме, Фур'є-образи із матриці $\hat{\mathbf{S}}_T$ обчислюються так:

$$\begin{aligned} \hat{S}_{2T_1 T_2}(v) &= \sum_{u=0}^{M_1-1} \hat{r}_{2T_1 T_2}(u) \cdot e^{-j2\pi uv / M_1}, v = \overline{0, M_1-1}, l_1 = \overline{1, L}, \\ &= \overline{1, L}, l_2 = \overline{1, L}, j = \sqrt{-1}. \end{aligned} \quad (23)$$

Виходячи із нерівності Бесселя, як діагностичні ознаки будемо обирати не всю множину

$$\left\{ \hat{S}_{2T_1 T_2}(v), v = \overline{0, M_1-1} \right\}$$

віддіків функцій $\hat{S}_{2T_1 T_2}(v)$, а лише певну підмножину їх перших M_2 ($M_2 \ll M_1$) віддіків

$$\left\{ \hat{S}_{2T_1 T_2}(v), v = \overline{0, M_2-1} \right\},$$

які вносять вклад у повну енергію оцінки $\hat{r}_{2T_1 T_2}(u)$ кореляційної функції не менше 95%.

Наведемо приклад статистичного оцінювання елементів вектора

$$C_L^1 = \left\{ c_{1T_l}, l = \overline{1, L} \right\}$$

математичних сподівань, елементів матриці кореляційних функцій

$$R_T = \left[r_{2T_l T_{l_2}}(u), l_1, l_2 = \overline{1, L} \right]$$

та елементів матриці Фур'є-образів

$$\hat{S}_T = \left[\hat{S}_{2T_l T_{l_2}}(v), l_1 = \overline{1, L}, l_2 = \overline{1, L} \right]$$

за однією реалізацією

$$\Xi_{3, \omega'}(m) = \left\{ T_{l, \omega'}(m), l = \overline{1, 3}, m = \overline{1, 245} \right\}$$

трикомпонентного вектора

$$\Xi_3(\omega', m) = \left\{ T_l(\omega', m), \omega' \in \Omega', l = \overline{1, 3}, m = \overline{1, 245} \right\}$$

стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей.

На рис. 3 подано графіки реалізації $\hat{r}_{2T_l T_1}(u)$ статистичної оцінки автокореляційної функції $r_{2T_l T_1}(u)$ ($l_1 = l_2 = 1$) двох компонент вектора $\Xi_3(\omega', m)$.

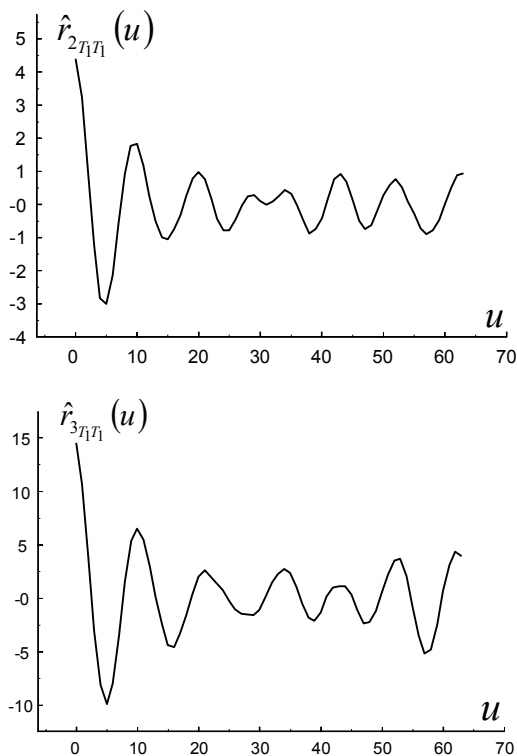


Рис. 3. Графіки реалізації статистичної оцінки автокореляційної функції

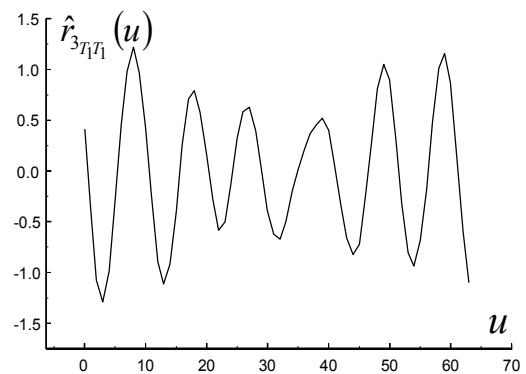
У табл. 2 подано результати статистичного оцінювання математичних сподівань стаціонарних компонент вектора $\Xi_3(\omega', m)$.

Таблиця 2 – Значення реалізації статистичної оцінки математичного сподівання

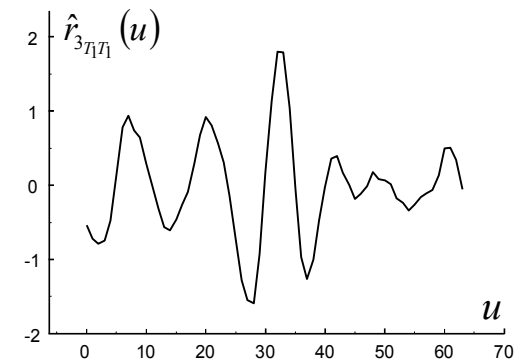
Номер стаціонарної компоненти	Значення реалізації статистичної оцінки математичного сподівання
1	$c_{1T_1} = 14,88$
2	$c_{1T_2} = 25,02$
3	$c_{1T_3} = 73,82$

На рис. 4 подано графіки реалізації статистичних оцінок взаємних кореляційних функцій компонент вектора $\Xi_3(\omega', m)$:

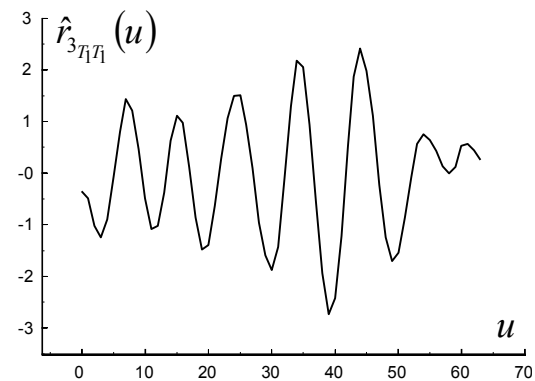
– рис. 4, а: $\hat{r}_{2T_1 T_2}(u)$ – статистична оцінка взаємкореляційної функції $r_{2T_1 T_2}(u)$ ($l_1 = 1, l_2 = 2$) першої $T_1(\omega', m)$ та другої $T_2(\omega', m)$ компоненти;



а



б



в

Рис. 4. Графіки реалізації статистичних оцінок взаємних кореляційних функцій компонент вектора $\Xi_3(\omega', m)$

– рис. 4, в: $\hat{r}_{2_{T_1 T_3}}(u)$ статистичної оцінки взаємкореляційної функції $r_{2_{T_1 T_3}}(u)$ ($l_1 = 1, l_2 = 3$) першої $T_1(\omega', m)$ та третьої $T_3(\omega', m)$ компоненти.

– рис. 4, б: $\hat{r}_{2_{T_1 T_3}}(u)$ статистичної оцінки взаємкореляційної функції $r_{2_{T_1 T_3}}(u)$ ($l_1 = 1, l_2 = 3$) першої $T_1(\omega', m)$ та третьої $T_3(\omega', m)$ компоненти;

На рис. 5 подано графіки реалізації статистичних оцінок спектральної щільності:

– рис. 5, а: $\hat{S}_{2_{T_1 T_1}}(\nu) - S_{2_{T_1 T_1}}(\nu)$ ($l_1 = l_2 = 1$) першої компоненти $T_1(\omega', m)$, що описує тривалості P -інтервалів в електрокардіосигналі;

– рис. 5, б: $\hat{S}_{2_{T_2 T_2}}(\nu) - S_{2_{T_2 T_2}}(\nu)$ ($l_1 = l_2 = 2$) другої компоненти $T_2(\omega', m)$, що описує тривалості R -інтервалів в електрокардіосигналі;

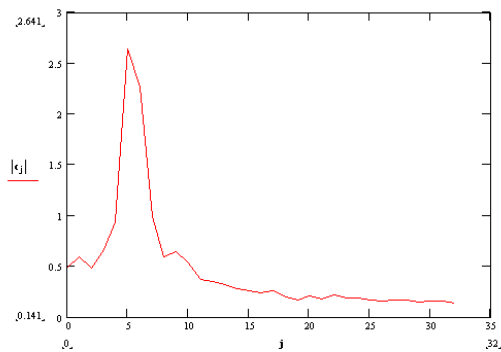
– рис. 5, в: $\hat{S}_{2_{T_3 T_3}}(\nu) - S_{2_{T_3 T_3}}(\nu)$ ($l_1 = l_2 = 3$) третьої компоненти $T_3(\omega', m)$, що описує тривалості T -інтервалів в електрокардіосигналі.

На рис. 6 подано графіки реалізації $\hat{S}_{2_{T_1 T_2}}(\nu)$ статистичної оцінки взаємспектральної щільності потужності $S_{2_{T_1 T_2}}(\nu)$ ($l_1 = 1, l_2 = 2$) першої $T_1(\omega', m)$ та другої $T_2(\omega', m)$ компоненти вектора $\Xi_3(\omega', m)$:

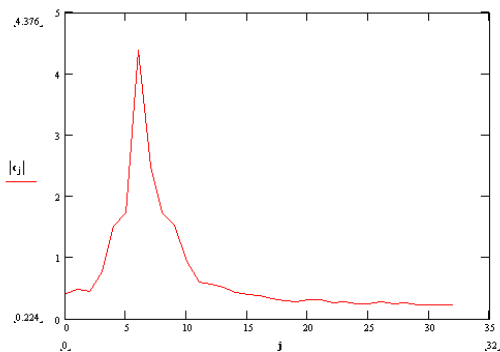
– рис. 6, а: $\hat{S}_{2_{T_1 T_2}}(\nu) - S_{2_{T_1 T_2}}(\nu)$ ($l_1 = 1, l_2 = 2$) першої $T_1(\omega', m)$ та другої $T_2(\omega', m)$ компоненти;

– рис. 6, б: $\hat{S}_{2_{T_1 T_3}}(\nu) - S_{2_{T_1 T_3}}(\nu)$ ($l_1 = 1, l_2 = 3$) першої $T_1(\omega', m)$ та третьої $T_3(\omega', m)$ компоненти

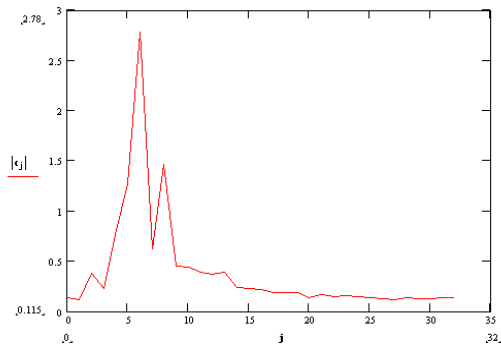
– рис. 6, в: $\hat{S}_{2_{T_2 T_3}}(\nu) - S_{2_{T_2 T_3}}(\nu)$ ($l_1 = 2, l_2 = 3$) другої $T_2(\omega', m)$ та третьої $T_3(\omega', m)$ компоненти.



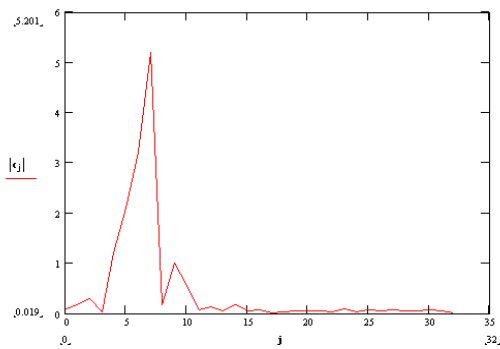
а



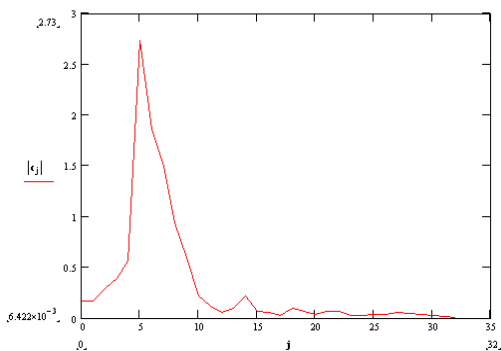
а



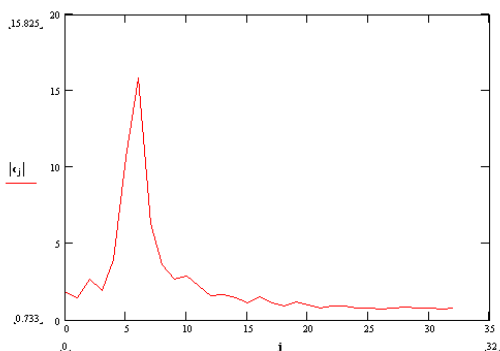
б



б



в



в

Рис. 5. Графіки реалізації статистичних оцінок спектральної щільності

Рис. 6. Графіки реалізації статистичної оцінки взаємспектральної щільності потужності $S_{2_{T_1 T_2}}(\nu)$ першої та другої компоненти вектора $\Xi_3(\omega', m)$

Висновки

У роботі розроблено методи статистичного оцінювання ймовірнісних характеристик ритмокардіосигналу із підвищеною роздільною здатністю на основі моделі у вигляді вектора стаціонарних та стаціонарно пов'язаних випадкових послідовностей. Проведені статистичні експерименти підтвердили гіпотезу про нормальність закону розподілу компонент векторного ритмокардіосигналу. Проведений розклад статистичних оцінок автокореляційних та

взаємочореляційних функції дозволив отримати спектральні та взаємоспектральної щільності потужності компонент вектора, що дозволило зменшити розмірність простору діагностичних ознак в системах аналізу серцевого ритму за ритмокардіосигналами із підвищеною роздільною здатністю.

Розроблені статистичні методи можуть бути використані при побудові спеціалізованого програмного забезпечення в автоматизованих кардіодіагностичних комплексах, зокрема, підсистем аналізу ритму.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Баевский Р.М., Кириллов О.И., Клецкин С.З. Математический анализ изменений сердечного ритма при стрессе. М.: Наука. 1984. 222 с.
2. Вариабельность сердечного ритма. Стандарты измерения, физиологической интерпретации и клинического использования. Рабочая группа Европейского Кардиологического общества и Северо-Американского общества стимуляции и электрофизиологии // Вестник аритмологии. 1999. вып 11. С. 52-77.
3. Воскресенский А.Д., Вентцель М.Д. Статистический анализ сердечного ритма и показатели гемодинамики в физиологических исследованиях // Проблемы космической биологии. М., 1974. С. 42.
4. Зарубин Ф.Е. Вариабельность сердечного ритма: стандарты измерения, показатели, особенности метода. // Вестник аритмологии. 1998. Вып.10. С.25-30.
5. Калакутский Л.И., Манелис Э.С. Мониторинг параметров вариабельности сердечного ритма в медицине критических состояний. Инженерно-медицинский центр "Новые приборы", Самара Медицина, фармация №14, 2001.
6. Рагозин А.Н. Спектральный анализ вариабельности сердечного ритма на плоскости комплексных частот // Уральский кардиологический журнал (в печати).
7. Рагозин А.Н., Кононов Д.Ю. Анализ спектральной структуры многоканальных физиологических сигналов. // Цифровые радиоэлектронные системы (электронный журнал). 1999. вып. 3. (<http://www.prima.tu-chel.ac.ru/drs/>).
8. Рябыкина Г.В., Соболев А.В. Вариабельность ритма сердца. М.: Стр'Ко, 1998.
9. S. Lupenko, N. Lutsyk, O. Yasniy and L. Sobaszek, "Statistical analysis of human heart with increased informativeness," *Acta mechanica et automatica*, vol. 12, 2018, pp. 311-315.
10. Serhii Lupenko, Nadiia Lutsyk, Oleh Yasniy, Andriy Zozulia The Modeling and Diagnostic Features in the Computer Systems of the Heart Rhythm Analysis with the Increased Informativeness. 2019 9th International Conference on Advanced Computer Information Technologies (ACIT). IEEE, 2019. pp. 121-124.
11. Лупенко С., Сверстюк А., Луцик Н., Стадник Н., Зозуля А. Умовний циклічний випадковий процес як математична модель коливних сигналів та процесів із подвійною стохастичністю. Поліграфія і видавнича справа. *Printing and Publishing*, No.1 (71) 2016. Львів, 2016. С. 147-159.
12. Лупенко С., Зозуля А., Сверстюк А., Стадник Н. Математичне моделювання та методи опрацювання сигналів серця на базі циклічних випадкових процесів та векторів. *Sciences and Education a New Dimension. Natural and Technical Sciences*, VI(20), ISSUE 172, July 2018. Budapest 2018. pp. 47-54.

Received (Надійшла) 18.03.2020

Accepted for publication (Прийнята до друку) 29.04.2020

Methods of statistical processing of ritmocardiosignal with increased division on the basis of its model in the view of stationary invention vector

Litvinenko Y., Lupenko S., Oniskiv P., Trisnyuk V., Zozulya A.

Abstract. The work is devoted to methods of statistical estimation of probabilistic characteristics of rhythmocardio signal with high resolution on the basis of its model in the form of a vector of stationary and stationary related random processes. The hypothesis about the normality of the law of distribution of components of the rhythmocardio signal with high resolution was confirmed. In real computer systems of cardiac rhythm analysis, a finite number of cycles of the electrocardio signal is always recorded, so this fact should be taken into account also in the statistical evaluation of the probabilistic characteristics of the rhythm cardio signal with high resolution. Namely, the statistical estimation of the probabilistic characteristics of a rhythmocardio signal with a high resolution is to obtain the implementation of statistical estimates, which can be taken to approximate the corresponding probabilistic characteristics of the studied rhythmocardio signal. To take into account the temporal dynamics of high-resolution rhythmocardio signal it is necessary to use mathematical apparatus of the theory of random processes, namely, to consider it as a vector of discrete random processes. The vector of diagnostic features in the systems of cardiac rhythm analysis based on the rhythmocardio signals with high resolution is substantiated. Conducted statistical experiments confirmed the hypothesis about the normality of the law of distribution of components of the vector rhythmocardio signal. The developed statistical methods can be used in the construction of specialized software in automated cardiadiagnostic complexes, in particular, rhythm analysis subsystems.

Keywords: methods of statistical estimation, probabilistic characteristics, vector of stationary and stationary-related random sequences, electrocardio signal, rhythm cardio signal, heart rate.