

УДК 53.072.11:612.172.2

Б. Яворський, докт. техн. наук; М. Бачинський; В. Фалендиш

Тернопільський державний технічний університет імені Івана Пулюя

ДОСТОВІРНІСТЬ ВІДДАЛЕНОГО, МОБІЛЬНОГО, АВТОМАТИЗОВАНОГО, ГОЛТЕРІВСЬКОГО МОНІТОРИНГУ КАРДІОРИТМОСИГНАЛУ

Для заданих завад у каналі мобільного телефонного зв'язку і методу оптимальної фільтрації кардіоритмосигналу, прийнятого в автоматизованій системі віддаленого мобільного голтерівського моніторингу ритміки серця людини, отримано сім'ї залежностей імовірності достовірного прийому кардіоритмосигналу від відношення потужностей кардіоритмосигналу та завади при різних ймовірностях помилкового прийому. Наведено порівняння вірогідностей оцінок спектрів серцевої ритміки при оптимальній та неоптимальній фільтрації прийнятого кардіоритмосигналу.

Ключові слова : Віддалений мобільний голтерівський моніторинг, кардіоритмосигнал, серцева ритміка, оптимальна та неоптимальна фільтрація.

B. Yavorskyu, M. Bachynskyu, V. Falendysh

Ternopil State Ivan Puluj Technical University

THE CONFIDENCE OF THE REMOTE, MOBILE, AUTOMOTIVE, HOLTER MONITORING OF CARDIORHYTHMOSIGNAL

For given distortions in a mobile phone communication channel and a heart rhythmic signal is received in automotive remote mobile Holter monitoring system a method of an optimum filtering is achieved. A family of dependences of probabilities of a confidence estimation of the heart rhythmic versus a powers signal to distortions ratio gained at different probabilities of fault estimations for optimal and non optimal filtrations.

Key words : Remote mobile Holter monitoring, cardiorhythm signal, heart rhythmic, optimal and non optimal filtrations.

1. Вступ. Важливим, інтегральним показником стану серцево-судинної системи та психоемоційного стану людини є варіабельність ритміки серця, яка визначається за характеристиками ритмокардіограми (послідовності значень RR- інтервалів електрокардіограми, ЕКГ) [1]. Вказані характеристики у стандартах означено на базі стохастичної стаціонарної математичної моделі ритмокардіограми (РКГ) — її спектрально-кореляційними функціями [2]. На сьогодні все більшого застосування набувають системи тривалого (голтерівського) моніторингу РКГ [3]. Особливо ефективним є віддалений, мобільний голтерівський моніторинг (моніторинг пацієнта, який пересувається далеко від амбулаторії) [4]. При цьому важливим є забезпечення автоматичності передачі через канал мобільного телефонного зв'язку ритмокардіосигналу (РКС) — носія відомостей про РКГ. Але тоді специфічні завади у каналі зв'язку вимагають фільтрації прийнятого РКС [5].

Раніше було досліджено один з методів фільтрації РКС, коли він представляється послідовністю прямокутних імпульсів (у теорії зв'язку тоді ця послідовність називатиметься повідомленням про РКГ), віддалі між якими є стаціонарною випадковою послідовністю [5, 6].

У даній роботі досліджений метод фільтрації поширено на випадок нестационарності РКГ та побудовано метод визначення вірогідності оцінок РКС у системах його віддаленого, мобільного, автоматизованого голтерівського моніторингу.

2. Оптимальна фільтрація та вірогідність прийнятого РКС. Для мобільного пацієнта виникає потреба у постійній зміні характеристики фільтра прийнятого РКС,

оскільки вплив каналу зв'язку носить нестационарний характер. Одним з методів забезпечення цієї потреби є застосування „банків” фільтрів-гребінок. Кожен банк фільтрів працює у певні моменти часу (фази), тим самим характеристики фільтрації узгоджуються з маршрутом переміщення пацієнта та типом ритміки серця у ці моменти часу. Якість узгодження визначатимемо за одним з критеріїв статистичної теорії вибору рішення. Тому таку фільтрацію назовемо оптимальною.

Для визначення характеристик фільтрів очевидним є застосування спектральних характеристик: $S^2(m, f_k)$ — квадрату модуля спектра РКС та $N^2(m, f_k)$ — квадрату модуля спектра завади у каналі, де f_k — значення частоти k -ї гармоніки, m — номер моменту часу визначення цих спектрів. Тоді $Y^2(m, f_k) = S^2(m, f_k) + N^2(m, f_k)$ — квадрат модуля спектра прийнятого повідомлення. Квадрат модуля функції передачі оптимального фільтра визначено на базі цієї (адитивної) моделі суміші завади та сигналу і відомого прийнятого тестового повідомлення про РКГ: $\tilde{H}^2(m, f) = 1 - N^2(m, f) / Y_T^2(m, f)$, де $Y_T^2(m, f_k)$ — прийняте тестове повідомлення [5]. Звідси визначено оцінку квадрату модуля спектру РКС $\tilde{S}^2(m, f) = [1 - N^2(m, f) / Y_T^2(m, f)] Y^2(m, f)$.

Для побудови методу вибору банку m фільтрів застосуємо критерій Неймана-Пірсона. Якщо закон розподілу імовірностей значень відношення потужностей повідомлення $S^2(m, f_k)$ до завади $N^2(i, f_k)$, де i - номер ділянки маршруту, нормальний, то це відношення визначається за виразом

$$\gamma = \frac{1}{K-1} \left(\sum_k \tilde{S}^2(m, f_k) / \sum_k N^2(i, f_k) \right). \quad (1)$$

Для заданої імовірності P_f недостовірного вибору банку фільтрів порогове значення γ для достовірного вибору визначимо за виразом

$$v = \sqrt{V_0} \Phi^{-1}(P_f) + M_0, \quad (2)$$

де $\Phi(\bullet)$ — інтеграл імовірності (інтеграл Лапласа), M_0 та V_0 — математичне сподівання і дисперсія для випадку $N_0^2(i, f_k)$, $k = \overline{1, K}$, коли пацієнт знаходився в амбулаторії. Рішення вибирається за правилом

$$\gamma \begin{matrix} > \\ \leq \end{matrix} v, b = \begin{cases} 0 \\ 1 \end{cases}. \quad (3)$$

Коли $b = 1$, то потрібна фільтрація, інакше — не потрібна.

Вірогідність визначених РКС (наприклад, його спектру) шукатимемо за виразом

$$P_d = 1 - \Phi\left(\frac{v - M_\gamma}{V_\gamma}\right), \quad (4)$$

де M_γ та V_γ — математичне сподівання і дисперсія γ , коли завади значні ($b = 1$).

Метод розв'язування задачі оптимальної фільтрації закодованого тональними імпульсами повідомлення про РКГ наведено в [5]: а) за послідовністю тональних прямокутних імпульсів від ношеного пацієнтом пристрою, які відповідають RR інтервалам електрокардіосигналу (ЕКС) пацієнта, в амбулаторії визначаємо оцінку їх $S_T^2(m, f_k)$, вона буде незмінною у статистичному сенсі для всіх m , якщо ритміка „в нормі” та вплив завад відсутній; б) за послідовністю прийнятих тональних імпульсів відповідних до RR інтервалів ЕКС пацієнта визначаємо $Y_T^2(m, f_k)$ — суму енергій

спектрів РКС та завади каналу, оцінку $\hat{N}_0^2(m, f_k)$ і, відповідно, параметри M_0 та V_0 , поріг. Під час мобільного моніторингу в амбулаторії автоматично визначаються оцінки $M_\gamma, V_\gamma, N_i^2(m, f_k), H^2(f)$ та $\tilde{s}^2(m, f_k)$.

За значеннями статистик відповідних спектрів визначаються математичні сподівання та дисперсії, необхідні для визначення порогу (2), вірогідності (4), та відношення енергій сигналу до енергії завади (1) і будуються сім'ї характеристик вірогідності (4) при різних значеннях імовірності невірогідного визначення спектру повідомлення про варіабельність ритміки серця.

3. Натурний експеримент. Результати натурних експериментів підтверджують підвищення вірогідності визначення РКС у системах голтерівського моніторингу з оптимальною за [5] фільтрацією. Під час експериментів пацієнт перебував у лабораторії, а приймач — в автомобілі. Маршрут одного з експериментів наведено на рисунку 1.



Рисунок 1 — Карта та фотографії дороги в точках А, В, С, D, Е натурального експерименту

Експеримент виконано за схемою, наведеною на рисунку 1 у статті [5]. На рисунку 2 наведено схеми, які відповідають блокові Г, рисунок 1, [5] — блокові формування коду повідомлення про РКС.

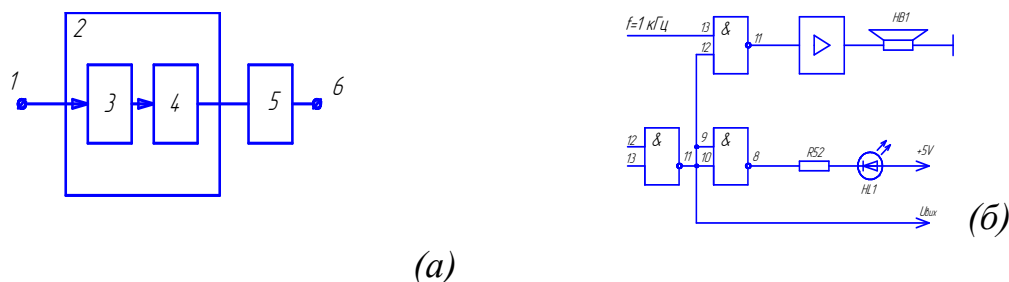


Рисунок 2 — Схема отримання РКС, (а) — загальна схема (1 — електрокардіосигнал, 2 — поліграф, 3, 4 — блоки ЕКГ та РКВ поліграфа, 5 — генератор, 1 кГц з АМ, 6 — вихід на мобільний телефон), (б) — формування сигналів у блокові РКВ: звукового, світлового та вихід прямокутних імпульсів на генератор 5, схема (а)

На рисунках 3, 4 наведено деякі проміжні результати, а на рисунку 5 — спектральні характеристики РКС та фільтра, отриманого за методом, наведеним у [5]. При цьому вважалося, що ритміка є стаціонарним випадковим процесом на відповідних відрізках часу. Їх довжина (час стаціонарності) визначалася характером досліджень варіабельності РКС.

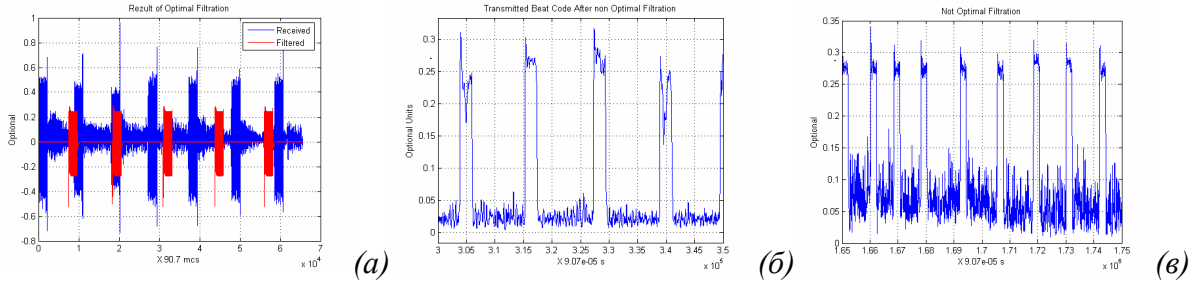


Рисунок 3 — Переданий, прийнятий (а) — 6 серцевих скорочень, та відфільтрований РКС В-С, фільтр неоптимальний, (б, в)

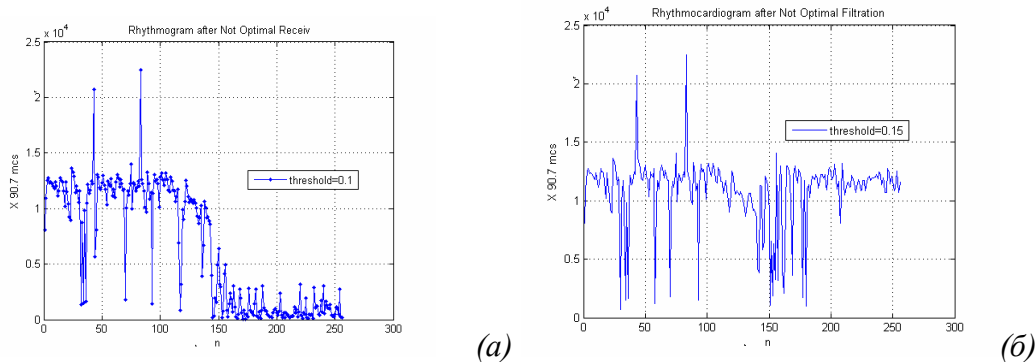


Рисунок 4 — Кардіоритмограми, побудовані при неоптимальній фільтрації (5-ти хвилинний моніторинг), на ділянках А-В — (а) та D-E — (б)

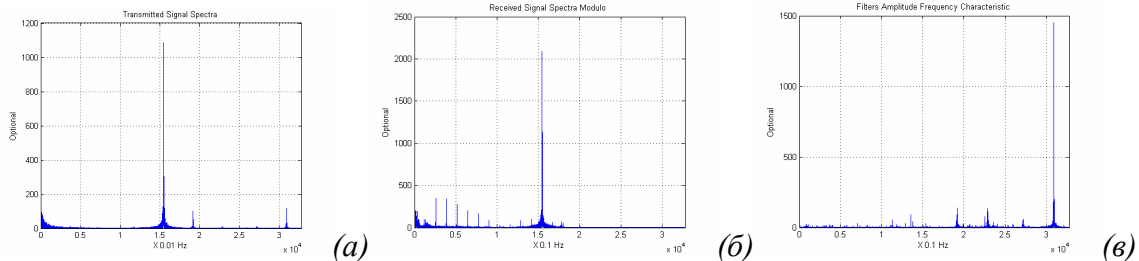


Рисунок 5 — Спектри переданого (а) та прийнятого (б) РКС на ділянці D-E й амплітудо-частотна характеристика оптимального фільтра — (в)

4. Фільтрація евентуально-корельованих сигналів. Якщо РКС нестационарний, то його коваріація стає евентуально-корельованою (залежить від індекса i — номера ділянки маршруту). Тоді її подаватимемо дискретним аналогом виразу [7]

$$C(t, \tau) = \int_0^{t-\tau} s(t-u)s(t-u, \tau)h(u)du, \quad (5)$$

де $s(t)$ — РКС, $t \xrightarrow{\Delta} i$, Δ — дискретизація, $h(t)$ позначено імпульсну функцію когерентного, коли

$$h(t) \equiv \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} \delta(t - nT_0), \quad (6)$$

чи компонентного, коли

$$h(u) \equiv \frac{\sin[(N_1 + \frac{1}{2})\lambda_0 u]}{(t - t_0) \sin(\lambda_0 u / 2)}, \tag{7}$$

де N_1 — кількість компонент, фільтрів. Вона служить для отримання виразів відповідних спектральних компонент.

Оцінка математичного сподівання визначається тоді виразом

$$m(t) = s(t - u)h(u)du, \tag{8}$$

а оцінки кореляційної функції та математичного сподівання отримуються за допомогою фільтрів з вузькою смугою пропускання:

$$r_s^{(T)}(l, k) = \sum_{n, m} D_{nm}(l - k) e^{-i\lambda_0(nl - mk)}, \quad m_s^{(T)}(\theta) = \sum_{k=1, N_1} m_k e^{-ik\lambda_0\theta}, \tag{9}$$

де $k, l, \theta \in Z$,

$$m_k = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \sum_{\theta} \left\{ \Phi_k^{\lambda_0} \xi(\theta) \right\} e^{-ik\lambda_0\theta}, \tag{10}$$

де $\Phi_k^{\lambda_0}$ — вузькосмугові фільтри. Оцінки симетричних кореляційних компонент:

$$D_{nm}(u) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \sum_k \left\{ e^{i\lambda_0 n(u+k)} \left(\Phi_n^{\lambda_0} \xi \right)(u+k) \overline{\left(\Phi_m^{\lambda_0} \xi \right)(k)} e^{-i\lambda_0 mk} \right\}, \tag{11}$$

де $u = l - k$. Такі фільтри розподілені по смузі спектру ритмограми, і визначають її спектральні компоненти.

5. Практичні результати та висновки. Для евентуально корельованих ритмограм з завадами спектр зосереджується в частотних областях $\Lambda \times \Lambda$ [7]. Для періодичної корельованості $\Lambda_2 = \Lambda_1 \pm k \frac{\Lambda}{M}$, $k = \overline{0, M}$, де M — кількість спектральних компонент. Вирази M_γ та дисперсії V_γ статистики γ визначаються за розподілом α_k енергії по частотних діагоналях області (α_0 визначає розподіл за частотою енергії ритмограми нерухомого пацієнта):

$$M_\gamma = \left[\sum_{k=1}^{M-1} \left(1 - \frac{k}{M}\right)^2 \left(\frac{\alpha_k}{\alpha_0}\right)^2 \right]^{-1}, \quad V_\gamma = \sqrt{2\Lambda} \sum_{k=1}^{M-1} \left(1 - \frac{k}{M}\right) \alpha_k \tag{11}$$

На рисунку 6 наведено типові характеристики виявлення, отримані за виразом (4). При цьому, V — поріг, визначено за енергією завод у каналі, за значеннями α_k , $k = 1, M - 1$ коли сигнал відсутній за виразом (2). Вісь абсцис — значення γ , дБ, вісь ординат — імовірність достовірності оцінки спектру варіабельності ритмограми, значення імовірності недостовірності оцінки відповідно 0.1, 0.01 та 0.001 (зліва-направо).

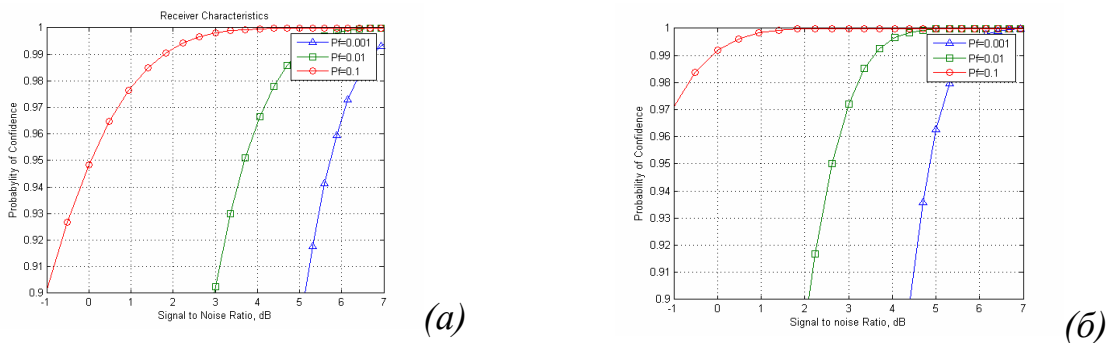


Рисунок 6 - Характеристики достовірності: фільтрація неоптимальна (а) та оптимальна, з амплітудо-частотною характеристикою, визначеною методом, наведеним у [5] — (б)

Література

1. Heart rate variability: Malik M, Camm AJ (eds.) Armonk, NY: Futura Publishing Company Inc., 1995.- 331 p.

2. Вариабельность сердечного ритма: Стандарты измерения, физиол. интерпретации и клин. использования. - СПб.: ИНКАРТ, 2000. - 65 с.
3. Компьютерные комплексы для функциональной диагностики // Система голтеровского мониторингования. Руководство пользователя.- Харьков: ХАИ-МЕДИКА.- Научно-технический центр радиоэлектронных медицинских приборов и технологий, 2006.-<http://www.xai-medica.com/>.
4. Mobile outpatient cardiac telemetry // Brochure.- CARDIONET, Inc.- <http://www.cardionet.com/how.html>.
5. Яворський Б.І., Бачинський М.В., Фалендиш В.В. Підвищення вірогідності телевимірювань показників варіабельності серцевого ритму в системах мобільного голтерівського моніторингу// Український журнал телемедицини та медичної телематики.- Т.5.- №1, 2007.- С.45-50.
6. Бачинський М.В. Врахування впливу каналу зв'язку у системі мобільного моніторингу ритміки серцевих скорочень // Відбір та обробка інформації, Вип.4, 2006.-С.137-142.
7. Драган Я.П., Сікора Л.С., Яворський Б.І. Основи сучасної теорії стохастичних сигналів: енергетична концепція, математичний апарат, фізичне тлумачення. - Львів: ЕБТЕС, 1999. - 132 с.

Одержано 15.04.2009 р.