

дистанційного навчання Moodle : учебно-методическе пособие. – СПб., 2007. 9. Система дистанційного навчання SharePointLMS, Belitsoft. 10. Достоинства и недостатки дистанційного навчання через Інтернет [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://www.itecp.ru>. 11. ATutor User Documentation [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://help.atutor.ca/general/>. 12. ATutor / Handbook / Instructor Documentation [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://help.atutor.ca/instructor/>. 13. Claroline – Documentation [Електронний ресурс]. – Режим доступу : http://doc.claroline.net/en/index.php/Main_Page, 14. Андреев А.В., Андреева С.В, Доценко И.Б. Практика електронного навчання з використанням Moodle. – Таганрог: ТТИ ЮФУ, 2008. – 146 с.

УДК 621.391.7:612.172.2

Б. Яворський, Ю. Лещин

Тернопільський національний технічний університет ім. І. Пулюя

МЕТОД ВИЗНАЧЕННЯ ТОЧКИ РОЗЛАДКИ РИТМОКАРДІОСИГНАЛУ

© Яворський Б., Лещин Ю., 2011

Запропоновано метод визначення точки розладки ритмокардіосигналу із використанням критерію Неймана–Пірсона. Метод використано для сегментації ритмокардіосигналу на стаціонарні відрізки.

Ключові слова: розладка, ритмокардіосигнал, періодично корельована випадкова послідовність, критерій Неймана–Пірсона.

This paper is devoted to the method of change-point detection of rhythmocardiogram using Neyman–Pearson criterion. This method it is used for segmentation rhythmocardiogram on stationary fragments.

Keywords: change-point, rhythmocardiogram, periodically correlated stochastic sequence, the Neyman–Pearson criterion.

Вступ

Важливою характеристикою серцевого ритму є його варіабельність, яка проявляється через різноманітність (варіабельність) значень часових інтервалів з-поміж RR зубцями електрокардіосигналу. Послідовність значень RR інтервалів називають ритмокардіосигналом (РКС). Варіабельність РКС використовують для діагностування серцево-судинних, психічних та ін. захворювань на початкових їх стадіях [1]. При цьому РКС вважають за стаціонарну [1] або нестаціонарну (періодичнокорельовану [2]) послідовність. Але зміна фізичного навантаження, фізіологічного стану людини та чинники навколишнього середовища евентуально викликають зміну статистичних характеристик РКС – їх розладку [3]. Застосування до фактично нестаціонарного РКС стаціонарного підходу призводить до підвищення обчислювальної складності процесу оцінювання та зменшення достовірності оцінок характеристик та параметрів варіабельності РКС. Цей факт особливо проявляється при розробленні обчислювальної техніки, вбудованої [4] у біотехнічну систему. Підвищення якості оцінок параметрів варіабельності РКС вимагає тому застосування методів оцінювання оптимальних до моделі РКС на стаціонарних і нестаціонарних відрізках та, відповідно, автоматичного визначення меж застосовності їх. Крім того, автоматизація визначення розладки РКС є важливою для встановлення зміни функціонального стану людини без участі оператора. У статті наведено метод визначення точки розладки РКС.

1. Математична модель РКС із розладкою

Відомі нові математичні моделі для перехідного процесу РКС [5] та нестационарного РКС [2] хоча і враховують стаціонарну модель, однак не зазначають часового моменту зміни статистичних характеристик — точки розладки РКС. Побудова математичної моделі РКС, що враховує розладку РКС, уможливить розроблення методів ефективного її визначення.

Враховуючи те, що РКС описують як стаціонарну випадкову послідовність, а розладка та часові моменти появи нестационарності є невідомими, розглядатимемо ритмокардіосигнал $\zeta(t)$, що спостерігається протягом скінченного часового інтервалу $[0, T]$, як функцію від кількох змінних: стаціонарного $\eta(t)$ та нестационарного $\zeta(t)$ РКС:

$$\zeta(t) = F(\zeta(t), \eta(t)), 0 \leq t \leq T,$$

де $F(\cdot)$ — оператор взаємодії нестационарного і стаціонарного РКС. Моменти часу є дискретними $t = m T_R$, де T_R — інтервал між відліками РКС 1с, $m \in N$.

Якщо дія механізмів регуляції серцевого ритму протягом реєстрації залишається незмінною (стаціонарність умов спостереження), тоді ці механізми проходять однорідно і отриманий РКС $\zeta(t)$, виражають на базі стаціонарної моделі:

$$x(t) = h(t) = T_{RR} + n(t), \quad (1)$$

де $T_{RR} = const$ математичне сподівання періоду повторюваності R-зубців; $n(t)$ — стохастична складова (гауссів білий шум).

Нестационарність дії механізмів регуляції, пов'язана зі стресами або функціональними пробами, призводить до нестационарності РКС із змінними у часі статистичними характеристиками. Така нестационарність може бути зникаючою, еволютивною або періодичною із зміною у часі дисперсії, математичного сподівання і описуються нестационарною моделлю:

$$x(t) = z(t).$$

Відомою математичною моделлю [2], що враховує стаціонарність і нестационарність РКС (без врахування розладки), є періодично корельована випадкова послідовність (ПКВП) [6]. Тому розглядатимемо РКС $\zeta(t)$ як ПКВП з математичним сподіванням $m_x(t)$ та кореляцією $r_x(t, s)$

$$m_x(t) = m_x(t + T_K), r_x(t, s) = r_x(t + T_K, s + T_K), \quad (2)$$

де T_K — період корельованості ПКВП. Однак застосування до стаціонарних РКС методів ПКВП призводить до того, що оцінка параметрів варіабельності РКС буде зміщеною та менш слушною.

За наявності розладки вважатимемо, що модель РКС змінюється від стаціонарної до періодично корельованої, що змінює свої характеристики в момент часу τ :

$$x(t) = (1 - q(t)) \cdot h(t) + q(t) \cdot z(t), q(t) = \begin{cases} 0, & 0 \leq t < \tau \\ 1, & t \leq t \leq T_R \end{cases}, \quad (3)$$

де θ — невідомий параметр, що вказує на появу розладки РКС; τ — точка розладки РКС. Параметр θ є апіорно невідомим і може набувати тільки одного з двох значень: $\theta = 0$ (стаціонарний РКС, подія H_0), $\theta = 1$ (поява розладки РКС, подія H_1).

2. Метод визначення розладки РКС

Метод визначення розладки РКС базуватимемо на порівнянні з порогом h відношення правдоподібності [7, 8] тестової статистики q :

$$q = \frac{2}{N_0} \sum_{t=1}^N x(t) \cdot z(t) \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} \begin{matrix} H_1 \\ H_2 \end{matrix} h, \quad (4)$$

де N_0 – одностороння спектральна густина потужності стаціонарного РКС.

При $q > h$ приймається рішення про розладку РКС; якщо ж $q < h$, то РКС є стаціонарним.

Для отримання тестової статистики q визначення розладки необхідне представлення РКС, що не повинно залежати від моменту відбору РКС. Це вирішено шляхом спектрального представлення РКС, що отримують розкладом сигналу:

$$\hat{x}(t) = \sum_i a_i j(i l_0 t), \quad (5)$$

де $\{a_i\}$ – спектр, $\varphi(i l_0 t)$ – власні функції лінійного оператора зсуву у часі, кореляційного оператора, якими є експоненти [9].

Використовуючи спектральне представлення РКС, тестову статистику визначення розладки отримуємо шляхом перетворення Фур'є:

$$q(t, I) = \int_R b(t, u) e^{-juI} du, \quad (6)$$

де $b(t, u)$ – параметрична коваріація РКС.

Періодично корельована модель та спектральне представлення РКС уможливають використання синфазного методу отримання спектральних компонент РКС [6]. Використовуючи синфазний метод, параметричну коваріацію отримуємо за виразом (7) [6], а тестову статистику визначення розладки РКС – за виразом (6).

$$\hat{b}(t, u) = \lim_{N_T \rightarrow \infty} \frac{1}{N_T} \sum_{k=0}^{N_T-1} x(t+u+kT) \overline{x(t+kT)}. \quad (7)$$

Оскільки апіорна інформація про розладку РКС невідома, тому використаємо таке статистичне правило для визначення розладки, за яким рішення приймається лише на базі тестової статистики про стаціонарний РКС, а ризик помилкового визначення розладки фіксується наперед. Таким правилом є критерій Неймана–Пірсона [7]. За цим критерієм та за густиною розподілу імовірності тестової статистики стаціонарного РКС $W_0(q)$ (рис. 1), задаємося умовною імовірністю помилкового визначення розладки РКС p_f (за відсутності розладки), що визначає втрати від прийняття неправильного рішення. За густиною розподілу імовірності тестової статистики нестаціонарного РКС $W_1(q)$ розраховуємо імовірність правильного визначення розладки РКС p_d , коли значення тестової статистики $q(t)$ перевищить деяке граничне значення порогу h рис.1, і буде прийняте правильне рішення про розладку РКС.

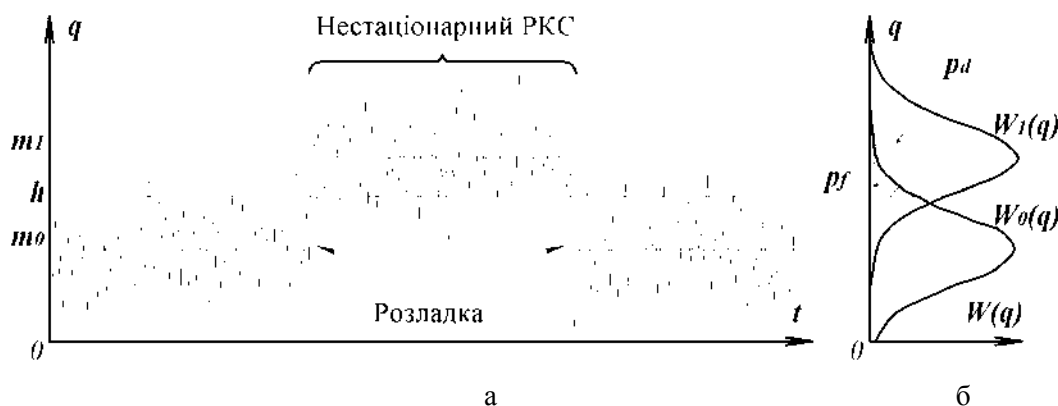


Рис. 1 Залежність імовірності помилкового визначення розладки РКС p_f та імовірності правильного визначення розладки РКС p_d від порогу визначення h : а – тестова статистика визначення q ; б – густина розподілу $W(q)$ імовірності тестової статистики q

За критерієм Неймана–Пірсона імовірність помилкового визначення розладки p_f задається (8). Тоді імовірність правильного визначення розладки визначається за виразом:

$$p_f = 1 - \Phi\left(\frac{h - m_0}{\sqrt{D_0}}\right), \quad (8)$$

$$p_d = 1 - \Phi\left(\frac{h - m_1}{\sqrt{D_1}}\right), \quad (9)$$

де $\Phi(\bullet)$ – функція Гаусса, m_0 , D_0 – матсподівання і дисперсія тестової статистики q при стаціонарному РКС, m_1 , D_1 – матсподівання і дисперсія тестової статистики q при розладці РКС.

За тестовими статистиками визначення розладки РКС оцінюємо математичне сподівання m_0 , m_1 та дисперсію D_0 , D_1 при стаціонарному РКС та при появі розладки:

$$m_0 = \frac{1}{MN} \sum_{l=1}^M \sum_{k=1}^N q_h(t_l, I_k), \quad (10) \quad m_1 = \frac{\frac{1}{MN} \left(\sum_{l=1}^M \sum_{k=1}^N q_x(t_l, I_k) - \sum_{l=1}^M \sum_{k=1}^N q_h(t_l, I_k) \right)}{\frac{1}{MN} \sum_{l=1}^M \sum_{k=1}^N q_h(t_l, I_k)}, \quad (11)$$

$$D_0 = \frac{1}{MN} \sum_{l=1}^M \sum_{k=1}^N \left[q_h(t_l, I_k) - \frac{1}{MN} \sum_{l=1}^M \sum_{k=1}^N q_h(t_l, I_k) \right]^2, \quad (12)$$

$$D_1 = \frac{1}{MN} \sum_{l=1}^M \sum_{k=1}^N \left[q_h(t_l, I_k) - \frac{1}{MN} \sum_{l=1}^M \sum_{k=1}^N q_h(t_l, I_k) \right]^2, \quad (13)$$

де $q_h(t_l, I_k)$ – тестова статистика стаціонарного РКС, $q_x(t_l, I_k)$ – тестова статистика спостережуваного РКС. Відношення енергії нестационарного до спектральної густини потужності стаціонарного РКС $\sqrt{2E/N_0}$ відповідає математичному сподіванню m_1 РКС із розладкою. Підставляючи вирази (10–13) у (8–9), отримуємо характеристики достовірності визначення розладки РКС, отримані із використанням синфазного методу оцінювання спектральних компонент при відомих параметрах тестових РКС, що наведено на рис.2.

За отриманим критерієм визначення розладки РКС аналізуємо, чи у спостережуваній послідовності РКС відбулась розладка. Для її визначення розділимо РКС на відрізки — ковзним вікном фіксованої тривалості w_s відліків із зсувом w_i (рис. 3), кожен з яких перевіримо на появу розладки за побудованим критерієм. Точка розладки РКС τ визначатиметься сумою $\tau = t_s + w_s$, де t_s – відрізок РКС без розладки.

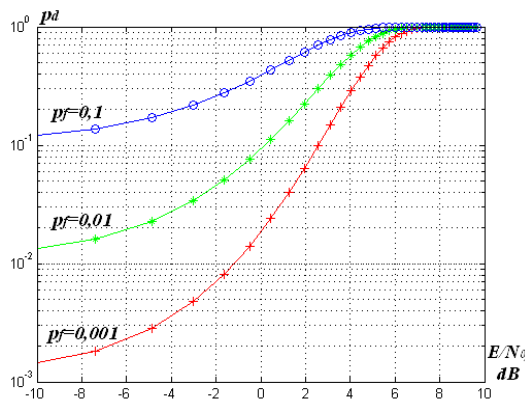


Рис. 2. Характеристики достовірності визначення розладки РКС

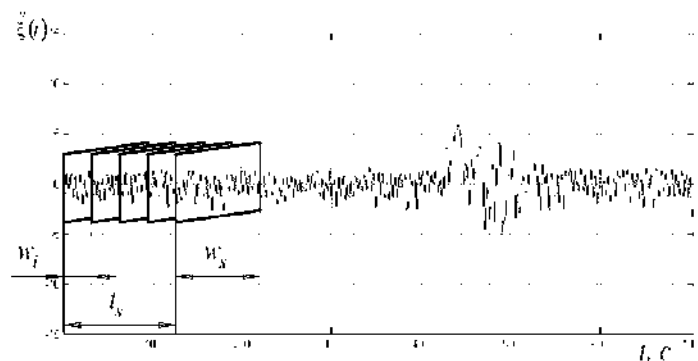


Рис. 3. Послідовне визначення розладки РКС із застосуванням ковзного вікна фіксованої тривалості w_s

Тривалість такого вікна w_S визначаємо з умови незмінності фізіологічних механізмів, що зумовлюють варіабельність параметрів РКС за хвилинний проміжок часу та зручності обчислення швидкого перетворення Фур'є $w_S=64$ відліки. Для вищої точності визначення розладки РКС задамо мінімальний зсув вікна $w_i=1$ відлік.

3. Тестування розробленого методу

При тестуванні розробленого методу за формулами (8, 10, 12) обчислено поріг h визначення розладки РКС за тестовими статистиками, отриманими синфазним методом (рис.2, а) і методом періодограм (рис. 2, б). Рішення про розладку приймається при перевищенні тестовою статистикою порогу, що зображено на рис.2, і відображається зміною параметра θ , що вказує на появу розладки РКС і зображено на рис. 3.

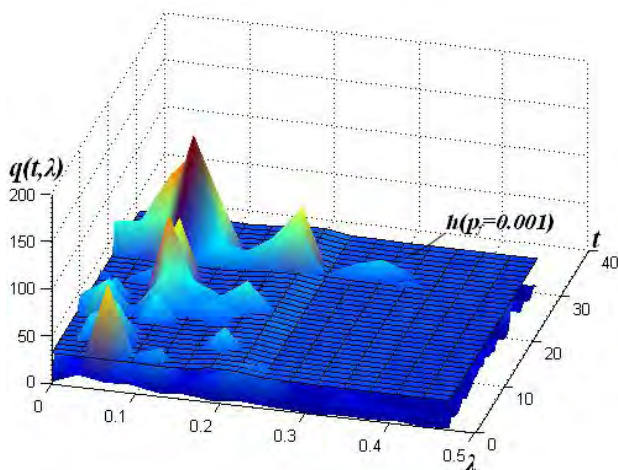


Рис. 2. Тестова статистика визначення розладки РКС для нестационарного РКС, отримана синфазним методом (абсциса – частота Гц., ордината – час с; апліката – спектральна густина потужності $c^2/Гц$)

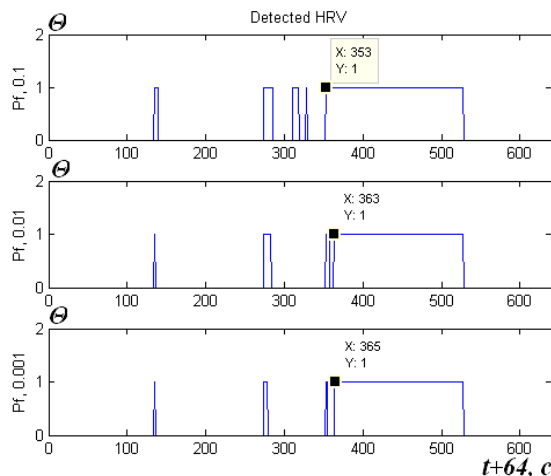


Рис. 3. Визначена розладка РКС із застосуванням синфазного методу

Результатом роботи методу визначення розладки РКС є визначені розладка та нестационарні відрізки РКС. Вилучивши з тестового РКС нестационарні відрізки, отримані при різних імовірностях помилкового визначення розладки, для таких тестових РКС, для стаціонарного РКС та для нестационарного РКС обчислено параметри варіабельності РКС в частотній області [1], а результати обчислень зведено у таблицю.

Точність оцінювання параметрів варіабельності РКС при застосуванні методів визначення розладки

Параметр	Стаціонарний РКС	Нестационарний РКС		Тестовий РКС		
	Оцінка, $c^2/Гц$	Оцінка, $c^2/Гц$	Відносна похибка, %	Імовірність помилкового визначення розладки	Оцінка, $c^2/Гц$	Відносна похибка, %
1	2	3	4	5	6	7
Total power (до 0.4 Гц)	124,29	232,76	87,3	$p_f=0,1$	121,58	2,2
				$p_f=0,01$	114,75	7,7
				$p_f=0,001$	117,62	5,4
VLF (0.003 – 0.04 Гц)	14,19	51,04	259,8	$p_f=0,1$	14,17	0,1
				$p_f=0,01$	14,42	1,7
				$p_f=0,001$	13,99	1,4

1	2	3	4	5	6	7
LF (0.04 – 0.15 Гц)	28,44	72,97	156,6	$p_f=0,1$	28,27	0,6
				$p_f=0,01$	25,7	9,6
				$p_f=0,001$	2583	9,2
HF (0.15 – 0.4 Гц)	81,66	108,75	33,2	$p_f=0,1$	79,14	3,1
				$p_f=0,01$	74,63	8,6
				$p_f=0,001$	77,8	4,7

При застосуванні методів визначення розладки РКС та видаленні нестационарних відрізків РКС відносна похибка оцінки параметрів варіабельності РКС зменшується із 33–260% до 0,1–3,1%, отже, точність оцінювання зростає. Вища імовірність помилкового визначення розладки дає меншу відносну похибку оцінки параметрів варіабельності РКС, оскільки при підвищенні імовірності помилкового визначення розладки зменшується поріг визначення розладки h , а отже, з аналізу вилучається більше нестационарних відрізків РКС. Однак із зменшенням порогу визначення розладки h зростає імовірність хибного визначення за відсутності розладки РКС.

Висновки

Запропонований метод визначення точки розладки РКС використано для сегментації кусково стаціонарних ритмокардіосигналів на стаціонарні та нестационарні відрізки. Це уможливило застосування методів оцінювання варіабельності РКС адекватних моделі сигналу. Подальше використання запропонованого методу потребує тестування на сигналах, що представлені складнішими моделями (бі-ПКВП, полі-ПКВП), а також оцінки характеристик достовірності визначення розладки РКС та порівняння з іншими методами визначення точки розладки РКС.

1. Баевский Р.М. Анализ вариабельности сердечного ритма при использовании различных электрокардиографических систем / Р.М. Баевский [и др.] // Вестник аритмологии. – 2001. – №24. – С.65–87. 2. Яворська Є. Властивості кореляційної функції дихальної варіабельності ритміки серця / Є. Яворська // Вісник ТДТУ. – 2005. – №1. – Т.10. – С. 134–144. 3. Жиглявский А.А. Обнаружение разладки случайных процессов в задачах радиотехники / А.А. Жиглявский, А.Е. Красковский. – Л.: Издательство Ленинградского университета, 1988. – 224 с. 4. Jafari, R. Sarrafzadeh, M.; Adaptive Electrocardiogram Feature Extraction on Distributed Embedded Systems / Jafari, R.; Noshadi, H.; Ghiasi, S.; Sarrafzadeh, M. // IEEE TRANSACTIONS ON PARALLEL AND DISTRIBUTED SYSTEMS. – 2006. – VOL. 17, NO. 8. – P. 797 – 807. 5. Лозінська (Тиш) Є.В. Уточнена математична модель кардіоінтервалограми при фізичних навантаженнях / Є.В. Лозінська (Тиш) // Електроніка та системи управління. – НАУ. – 2006. – №4 (10). – С. 71–77. 6. Драган Я.П. Енергетична теорія лінійних моделей стохастичних сигналів. Теорія сигналів і систем / Я.П. Драган. – Львів: Центр стратегічних досліджень екобіотехнічних систем, 1997. – Т. 1. – 333 с. 7. Тихонов В.И. Оптимальный прием сигналов / В.И. Тихонов. – М.: Радио и связь, 1983. – 320 с. 8. Лецишин Ю. Обчислення тестової статистики та характеристик виявлення варіабельності серцевого ритму при холтерівському моніторинзі / Ю. Лецишин, Б. Яворський // Вісник Тернопільського державного технічного університету. – Тернопіль. – 2006. – Том 9.– №2. – С. 92–97. 9. Яворський Б.І. Побудова функціонала відношення правдоподібностей для сигналів з розсіяним спектром / Б.І. Яворський // Відбір і обробка інформації. – 2004. – № 20(96). – Львів: ФМІ ім. Г.В. Карпенка НАНУ. – С.38–43.