ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 1989

Seria: AUTOMATYKA z. 93 Nr kol. 969

Zygmunt FRANKIEWICZ

WPŁYW ZAKŁÓCEŃ NA WYBRANE CECHY SYGNAŁU EKG

Streszczenie. W pracy zamieszczono krótką analizę odporności na zakłócenia cech sygnału EKG typowo używanych w elektrokardiografii. Porównano współczynniki zmienności wyników pomiarów cech dokonywanych na prostym modelu sygnału zakłóconego szumem.

Przykładowo przeanalizowano błąd pomiaru amplitudy w warunkach sygnału zakłóconego siecią.

1. Wstęp

Sygnał EKG jest obecnie coraz powszechniej analizowany przy użyciu komputerów. Badania takie są tanie, szybkie, obiektywne i zaoszczędzają czas lekarzy, co przy permanentnym braku doświadczonych kardiologów jest istotną zaletą.

W wielu rodzajach nowoczesnych, komputerowo wspomaganych badań elektrokardiograficznych pierwszoplanowym problemem są zakłócenia. W zależności od warunków badania mogą to być zakłócenia linii izoelektrycznej, zakłócenia sieciowe czy mięśniowe.

Istnieje wiele metod zmniejszania wpływu zakłóceń na poprawność analizy sygnału EKG - od odpowiedniego doboru miejsca i czasu badania, przez odpowiednie ułożenie kabli elektrodowych do tłumienia zakłóceń w zarejestrowanych sygnałach EKG przy użyciu filtrów cyfrowych czy bardziej skomplikowanych metod.

Prezentowana praca dotyczy problemu doboru cech sygnału, używanych do klasyfikacji elektrokardiogramów, ze względu na ich odporność na zakłócenia.

Znane i tradycyjnie stosowane zalecenia lekarskie co do analizy elektrokardiogramów dotyczą jedynie ich wzrokowej interpretacji. Komputerowa analiza sygnału umożliwia wykorzystanie innych, bardziej skomplikowanych w wyznaczaniu cech posiadających lepsze własności dyskryminacyjne. Opracowanych zostało wiele nowych cech opisujących sygnał na przykład w dziedzinie częstotliwości [9], [10], lecz żadna z nich nie osiągnęła takiego znaczenia, jakie wciąż mają cechy tradycyjne. Powodem takiego stanu rzeczy jest trudność w intepretacji i weryfikacji przez lekarzy nowych cech. Związany jest z tym brak sprawdzonych kryteriów koniecznych do diagnozowania chorób serca na podstawie nieznanych dotychczas cech.

Tradycyjne cechy mają ustaloną ocenę ich wartości diagnostycznych [5]. Nie istnieją jednak inne, oprócz tych dotyczących analizy wzrokowej, powszechnie akceptowane zalecenia dotyczące sposobu ich wyznaczania [11]. Stąd bierze się duża liczba różnych algorytmów służących do wyznaczania tych samych cech. Prowadzą one najczęściej do różnych wyników pomiarów nawet dla tych samych danych wejściowych [14].

Innym problemem, rzadko poruszanym w literaturze, jest odporność na zakłócenia cech oraz algorytmów służących do ich wyznaczania. Na przykład cechy bardzo przydatne do analizy wolnego od zakłóceń sygnału mogą okazać się nieprzydatne dla analizy sygnału zakłóconego, ze względu na duże błędy, którymi obarczony jest ich pomiar w obecności zakłóceń. Podobnie wygląda sytuacja z metodami wyznaczania cech.

W pracy została podjęta próba porównania wybranych, typowych cech służących do analizy sygnału EKG ze względu na ich podatność na zakłócenia. Analizowano wpływ zakłóceń szumowych i przykładowo pomiar amplitudy w obecności zakłóceń sieciowych. Zakłóceń wolnozmiennych nie brano pod uwagę, gdyż nie powinny one występować na etapie wyznaczania cech sygnału. W przeciwnym przypadku żaden z pomiarów nie byłby wiarygodny [8].

2. Sygnał zakłócony szumem

Badaniami, w których poziom zakłóceń osiąga najwyższe wartości, są próby wysiłkowe. Polegają one na zadaniu pacjentowi wysiłku, np. za pomocą ergometru, i analizie krzywej EKG w trakcie trwania wysiłku i po jego zakończeniu. W tych warunkach sygnał jest głównie zakłócony interakcją potencjałów czynnościowych mięśni szkieletowych, czyli zakłóceniami mięśniowymi. Dobrym modelem tego rodzaju zakłóceń, jak zostało to wykazane w pracy [4], jest biały szum o normalnym rozkładzie amplitud. W elektromiografii stosuje się inne modele akcji elektrycznej mięśni szkieletowych ze względu na zasadnicze różnice w powierzchni stosowanych elektrod oraz szerokości analizowanego pasma częstotliwości sygnału.

Biały szum gaussowski może być również modelem innych rodzajów zakłóceń elektrokardiogramu zarówno pochodzenia fizjologicznego, jak i technicznego, takich jak np. szum aparaturowy czy zmienne w czasie potencjały kontaktowe na granicy elektroda-skóra. Poniższe rozważania mają zatem charakter ogólny.

2.1. Pomiar amplitudy

Zarówno w tradycyjnej elektrokardiografii [7], jak i w pomiarach komputerowych jednym z zasadniczych rodzajów pomiaru jest pomiar amplitudy sygnału w ściśle określonych chwilach czasu. Na przykład uznany i szeroko stosowany system klasyfikacji elektrokardiogramów Blackburna, czyli kod Minnesota (np. Dalhousie Program, większość programów japońskich) wymaga pomiaru wysokości następujących załamków: Q, R, S, T, R, P i punktu J [2]. Pomiar dokonywany jest względem linii izoelektrycznej.

Załóżmy, że sygnał $s(n)$ zakłócony jest szumem białym $z(n)$ o normalnym rozkładzie amplitud, zerowej wartości średniej i odchyleniu standardowym σ.

$$x(n) = s(n) + z(n) \tag{1}$$

Pomiar np. wysokości załamka R jest realizacją zmiennej losowej A_R. Jeżeli linia izoelektryczna wyznaczana jest na podstawie jednego odpowiednio wybranego punktu, np. z odcinka P-Q, X_{izo}, to odchylenie standardowe pomiaru amplitudy załamka R wynosi $\sqrt{2}\sigma$, gdyż:

$$Var\left[A_R\right] = Var\left[X_r - X_{izo}\right] = Var\left[S_R - S_{izo}\right] + Var\left[Z_R - Z_{izo}\right] \tag{2}$$

korzystając z niezależności zmiennych losowych Z_R i Z_{izo} oraz pomijając pierwszy składnik jako równy zeru mamy:

$$Var\left[A_R\right] = Var\left[Z_R\right] + Var\left[Z_{izo}\right] = 2\,\sigma^2 \tag{3}$$

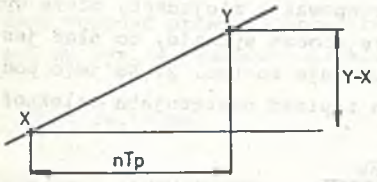
Jeżeli linia izoelektryczna wyznaczona jest na podstawie K punktów, np. za pomocą ruchomej średniej, to:

$$Var\left[Z_{izo}\right] = \frac{\sigma^2}{K} \tag{4}$$

Wtedy odchylenie standardowe pomiaru amplitudy wynosi: $\sigma\sqrt{1 + \frac{1}{K}}$, czyli jest mniejsze niż przy pierwszym sposobie wyznaczania położenia linii izoelektrycznej.

2.2. Pomiary nachylenia zboczy

Typowym reprezentantem tego rodzaju pomiaru jest pomiar nachylenia odcinka ST. Dokonywany jest na podstawie pomiaru amplitudy w dwóch punktach próbkowania X i Y (rys. 1). Jeżeli założyć, że odmierzanie okresów próbkowania jest pozbawione błędu, to odchylenie standardowe pomiaru nachylenia odcinka obliczane jest tak samo, jak w przypadku pomiaru wysokości załamków i wynosi $\sqrt{2}\sigma/nT_p$, gdy nachylenie wyznaczane jest ze wzoru:



Rys. 1. Pomiar nachylenia zbocza
Fig. 1. The slope measurement

$$N = \frac{Y - X}{nT_p} \tag{5}$$

oraz

$$Var\left[N\right] = \frac{1}{(nT_p)^2}\left(Var\left[Y\right] + Var\left[X\right]\right) \tag{6}$$

2.3. Pomiar pola powierzchni załamków

W tradycyjnej elektrokardiografii do pomiaru pól załamków używane są jednostki Ashmana (4 μVs) [2]. Załamki aproksymowane są trójkątami. Na potrzeby komputerowej analizy sygnału mierzone są typowo pola załamków zespołu QRS i obniżenia ST [5], [6].
Pole powierzchni obliczane jest ze wzoru:

$$P = \sum_{k=l_1}^{l_2} x(k) \tag{7}$$

gdzie:

l_1 i l_2 są numerami próbek odpowiednio początku i końca załamków,
$l_2 - l_1 = L$.

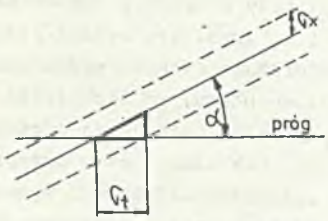
Jeżeli przyjąć, że podobnie jak poprzednio, próbka sygnału $x(k)$ jest zmienną losową i oznaczyć przez X_k, to można zapisać na podstawie wykorzystywanych już wcześniej własności przyjętego zakłócenia

$$\mathrm{Var}\ P = \sum_{k=l_1}^{l_2} \mathrm{Var}\left[X_k\right] = L\,\sigma^2 \tag{8}$$

Czyli odchylenie standardowe pomiaru pola powierzchni w przyjętych warunkach jest stosunkowo niewielkie i wynosi $\sqrt{L}\sigma$.

2.4. Pomiar interwału czasu

Zwykle interwał określany jest przez dwa punkty przecięcia jakiejś wartości progowej, np. linii izoelektrycznej. Są to czasy trwania zakłamków, odległości załamków itp.



Rys. 2. Ilustracja zależności błędu pomiaru interwału czasu od nachylenia zbocza

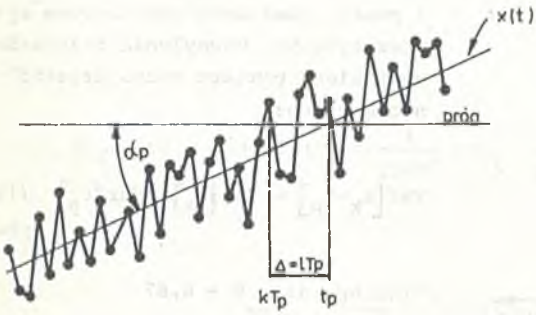
Fig. 2. The dependence of the error of the time interval measurements on the slope

Dokładność pomiaru jest ściśle zależna od sposobu pomiaru. Jeżeli próg jest tak dobrany, aby punkt jego przecięcia z sygnałem następował w miejscach, gdzie występują ostre zbocza sygnału, to błąd jest mały. Ilustruje to rys. 2. Na jego podstawie można zapisać następującą zależność:

$$\sigma_t = \frac{\sigma_x}{\mathrm{tg}\,\alpha} \tag{9}$$

Można zwiększyć dokładność pomiaru interwału czasu przez operowanie na transformowanym sygnale, np. na jego pochodnej

której zbocza mają większe nachylenie niż zbocza sygnału. Gdy sygnał jest zakłócony, określenie miejsca przecięcia progu jest obardzone błędem systematycznym (rys. 3). W celu określenia tego błędu oraz odchylenia standardowego pomiaru w zależności od nachylenia zbocza sygnału $N = tg\alpha$ obliczono prawdopodobieństwo wykrycia początku mierzonego interwału - t_p w k-tej próbce dla różnych wartości $\Delta = L\,T_p/T_p$ - okres próbkowania). Przyjęto zakłócenie w postaci białego szumu o normalnym rozkładzie amplitud i odchyleniu standardowym σ. (Oznaczenia wg rys. 3).



Rys. 3. Wyznaczanie miejsca przecięcia progu przez zakłócony sygnał

Fig. 3. The determination of the threshold crossing point in noisy signal

$$P\left\{\Delta = lT_p\right\} = P\left\{z(kT_p) \geqslant N_p lT_p\right\} \prod_{n=1}^{k} P\left\{z\left[(k-n)T_p\right] < N_p(n+1)T_p\right\} \tag{10}$$

gdzie:

$$P\left\{z(kT_p) \geqslant N_p lT_p\right\} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{N_p lT_p}^{\infty} e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}\,dz$$

$$P\left\{z\left[(k-n)T_p\right] < N_p(n+1)T_p\right\} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{\infty}^{N_p(n+1)T_p} e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}\,dz$$

Uzyskana gęstość prawdopodobieństwa dla $N_p = 1$ i $\sigma = 0{,}1$ mV przedstawiona jest na rys. 4. Wartość oczekiwana błędu Δ wynosi:

$$\eta_\Delta = 24{,}57 \text{ ms}$$

a odchylenie standardowe:

$$\sigma_\Delta = 11{,}05 \text{ ms}$$

Gdy nachylenie N_p jest równe 6,67 to:

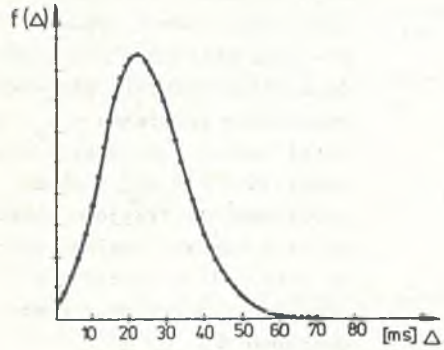
$$\eta_\Delta = 3{,}58 \text{ ms} \quad \text{i} \quad \sigma_\Delta = 1{,}57 \text{ ms}$$

Jeżeli nachylenie zboczy sygnału w chwilach t_p i t_k wyznaczających początek i koniec interwału są jednakowe, tzn. $|N_p| = |N_k|$, to wartość oczekiwana błędu pomiaru czasu jest zerowa. Zwykle nachylenia są różne i pomiar obarczony jest błędem systematycznym. Odchylenie standardowe takiego pomiaru można uzyskać następująco:

$$Var[t_k - t_p] = Var[t_k] + Var[t_p] \quad (11)$$

więc np. dla $N = 6,67$

$$\sigma_{t_k - t_p} = 2,22 \text{ ms.}$$



Rys. 4. Funkcja gęstości prawdopodobieństwa błędu wyznaczania początku interwału czasu

Fig. 4. The probability density function of the onset point detection error

2.5. Stosunek amplitud

W kodzie Minnesota występują jako cechy sygnału stosunki wysokości załamków zespołu QRS - Q/R, R/S [2]. Stosunek amplitud obliczany jest również przy wyznaczaniu osi elektrycznej zera. Załóżmy, że X i Y są zmiennymi losowymi - wynikami pomiarów wysokości załamków

$$Z = \frac{X}{Y} \quad (12)$$

Jeżeli założyć, że zakłóceniem, podobnie jak poprzednio, jest biały szum gaussowski, to rozkład $f_{XY}(x,y)$ jest łącznie normalny, gdyż jego rozkłady brzegowe są normalne, a zmienne losowe X i Y niezależne

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma} e^{-\frac{(x-\eta_1)^2}{2\sigma^2}} \quad (13)$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma} e^{-\frac{(y-\eta_2)^2}{2\sigma^2}} \quad (14)$$

gdzie:

σ - odchylenie standardowe szumu zakłócającego,

η_1, η_2 - wartości oczekiwane pomiarów amplitudy odpowiednio X i Y.

Gęstość prawdopodobieństwa ilorazu $f_Z(z)$ można znaleźć ze wzoru [10]:

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} |y| f_{XY}(zy, y)\,dy \tag{15}$$

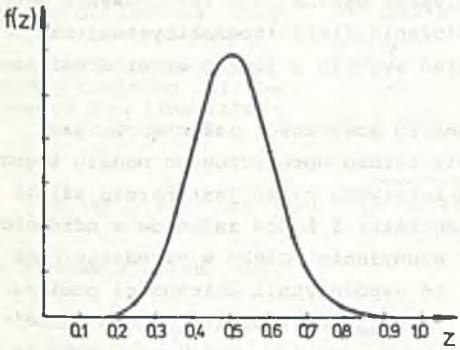
Lecz

$$f_{XY}(x,y) = f_X(x) f_Y(y) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\left[(x-\eta_1)^2 + (y-\eta_2)^2\right]\right\} \tag{16}$$

więc

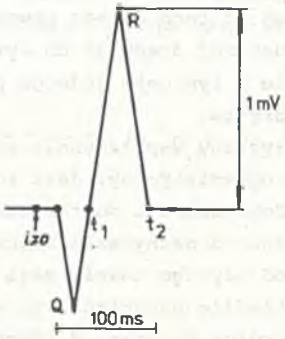
$$f_Z(z) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} \int_{-\infty}^{\infty} |y| e^{-\frac{1}{2\sigma^2}\left[y^2(z^2+1)-2y(z\eta_1+\eta_2)+\eta_1^2+\eta_2^2\right]}\,dy \tag{17}$$

Rozkład gęstości prawdopodobieństwa ilorazu Z dla $_1$ = 0,5 mV i $_2$ = 1 mV oraz = 0,1 mV obliczony ze wzoru (17) przedstawia rys. 5. Wartość oczekiwana i odchylenie standardowe są równe odpowiednio $_z$ = 0,512, $_z$ = 0,114.



Rys. 5. Funkcja gęstości prawdopodobieństwa ilorazu Z = X/Y dla σ = 0,1 mV, η_1 = 0,5 mV i η_2 = 1 mV

Fig. 5. The probability density function of the quotient Z = X/Y for σ = 0,1 mV, η_1 = 0,5 mV, η_2 = 1 mV



Rys. 6. Model sygnału użyty do porównania powtarzalności wyznaczania cech

Fig. 6. The model of the ECG signal which was used for the feature determination repeatability comparison

2.6. Podsumowanie

W celu porównania powtarzalności pomiarów opisanych wyżej grup cech przeanalizowano współczynniki zmienności pomiarów dokonywanych na prostym modelu sygnału - rys. 6. Przyjęto sposób wyznaczenia linii izoelektrycznej na

podstawie jednego punktu oraz $\sigma = 0,1$ mV i $f_p = 200$ Hz. Wyniki zestawiono w tabeli.

W przedstawionym przykładzie najgorszą powtarzalność spośród analizowanych cech uzyskał stosunek amplitud. Ponadto cecha ta obarczona jest błędem systematycznym.

Duże współczynniki zmienności miały cechy: amplituda załamka R oraz nachylenie zbocza RS. Jeżeli mierzy się amplitudę w szczycie załamka przez poszukiwanie maksimum, to dodatkowo pomiar taki obarczony jest błędem systematycznym; wynik jest zawyżany przez oddziaływanie zakłóceń wysokoczęstotliwościowych [1]. Najmniejsze współczynniki zmienności miały cechy: pole powierzchni załamka R oraz szerokość tego załamka.

Tabela 1

Cecha	X_R	NR_S	P_R	t_2-t_1	X_Q/X_R
Współczynnik zmienności pomiaru $w_z = \sigma/\eta$	0,141	0,141	0,058	0,037	0,228

Niewielki błąd przypadkowy pomiaru pola powierzchni jest efektem sumowania pomiarów amplitudy z wielu próbek sygnału oraz zerowej autokorelacji zakłóceń. Z tego samego powodu znacznie lepsze wyniki daje zastosowanie metody ruchomej średniej do wyznaczania położenia linii izoelektrycznej niż użycie w tym celu jednego punktu na okres sygnału i jednej z metod estymacji dryftu.

Uzyskany współczynnik zmienności pomiaru szerokości załamka R jest zbyt optymistyczny. Jest to wynik użycia bardzo uproszczonego modelu sygnału. Dokładność i powtarzalność pomiaru interwału czasu jest bardzo silnie zależna od nachylenia zboczy sygnału. Początki i końce załamków w odróżnieniu od użytego modelu mają zwykle małe nachylenia. Gdyby w przedstawionym przykładzie nachylenia te wynosiły ± 1, to współczynnik zmienności pomiaru szerokości załamka R wynosiłby 0,26 zamiast 0,037. Często w celu zmniejszenia błędu tego pomiaru próg ustawiany jest wyżej - w miejscu, gdzie nachylenia załamków są duże, np. 1/3 amplitudy załamka R [4]. Oczywistym następstwem takiego pomiaru jest zaniżenie wyniku. Stosowane zatem muszą być specjalnie opracowane kryteria do jego oceny. Pomiar interwału czasu obarczony jest ponadto błędem systematycznym, gdyż nachylenia zboczy sygnału w miejscach początku i końca interwału są zwykle różne.

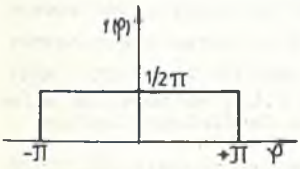
Błędy pomiarów czasów trwania innych załamków, krótszych lub o mniej stromych zboczach niż załamka R mogą być znacznie większe.

3. Pomiar amplitudy sygnału zakłóconego siecią

Zakłócenia pochodzące od interferencji sieci energetycznej prądu zmiennego występują powszechnie w elektrokardiografii. Dają one efekt od poszerzenia grubości linii zapisu termoczułego do zupełnego braku czytelności zapisu. Ich widmo pokrywa się z widmem sygnału. Stosowanie zatem filtrów selektywnych do tłumienia zakłóceń sieciowych wiąże się ze zniekształceniem sygnału, szczególnie istotnym, gdy użyty filtr ma nieliniową charakterystykę fazową.

Wpływ zakłóceń sieciowych na wyniki pomiarów cech sygnału EKG jest podobny do zakłóceń mięśniowych modelowanych szumem [12]. Przykładowo przeanalizowano wpływ zakłóceń sieciowych na pomiar amplitudy sygnału w przypadkowy względem fazy sieci chwilach czasu. Model zakłócenia przyjęto w postaci sinusoidy z losową fazą:

$$z = g(\varphi) = A \sin(\omega t + \varphi) \tag{18}$$



Rys. 7. Funkcja gęstości prawdopodobieństwa fazy zakłóceń sieciowych

Fig. 7. The probability density function of the phase of the line interference

gdzie:

φ - faza sinusoidy zakłócającej jest zmienną losową o rozkładzie równomiernym (rys. 7).

W celu wyznaczenia rozkładu zmiennej losowej z, z relacji (18) wyznaczono φ jako funkcję z oraz znaleziono pochodną funkcji $g(\varphi)$ względem φ :

$$\varphi_n = \arcsin \frac{z}{A} - \omega t \quad n = \ldots -1, 0, 1, \ldots \tag{19}$$

$$g'(\varphi) = A \cos(\omega t + \varphi) = \sqrt{A^2 - z^2} \tag{20}$$

Na podstawie wzoru [10]:

$$f(z) = \frac{f(\varphi_1)}{g'(\varphi_1)} + \ldots + \frac{f(\varphi_n)}{g'(\varphi_n)} + \ldots \tag{21}$$

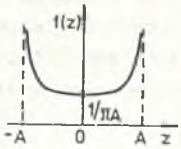
rozkład prawdopodobieństwa zmiennej losowej z można zapisać:

$$f(z) = \frac{1}{\pi\sqrt{A^2 - z^2}} \tag{22}$$

Zatem:

$$\mathrm{Var}[z] = \int_{-A}^{A} (z-0)^2 \frac{1}{\sqrt{A^2-z^2}} dz = \frac{1}{\pi} \int_{-A}^{A} \frac{z^2}{\sqrt{A^2-z^2}} dz = \frac{1}{\pi} \frac{A^2}{2} \arcsin \frac{z}{A} \Big|_{-A}^{A} = \frac{A^2}{2} \tag{23}$$

Odchylenie standardowe pomiaru amplitudy względem dokładnie wyznaczonej linii izoelektrycznej jest równe $A/\sqrt{2}$, czyli jest równe wartości skutecznej sinusoidy zakłócającej.



Rys. 8. Funkcja gęstości prawdopodobieństwa zmiennej losowej Z

Fig. 8. The probability density function of the random variable Z

Dla porównania błąd pomiaru pola powierzchni spowodowany zakłóceniami sieciowymi jest zerowy, gdy odcinek czasu, w którym pole jest obliczane, jest wielokrotnością okresu sieci. Ogólnie, im dłuższy pomiar, tym wpływ zakłóceń sieciowych na mierzone pole powierzchni jest mniejszy.

LITERATURA

[1] Alraun W., Zywietz Chr., Borovsky D., Willems J.L.: Methods for Noise Testing of ECG Analysis Programs, Computers in Cardiology, Aachen, Germany 1983.

[2] Bober S., Dąbrowska B., Dąbrowski A.: Elektrokardiografia praktyczna, PZWL, Warszawa 1974.

[3] Brydon J.: Automatic Monitoring of Cardiac Arrhythmias, IEE Medical Electronics Monographs 18-22, Edited by D.W. Hill and B.W. Watson, London 1976.

[4] Frankiewicz Z.: Metody analizy sygnału EKG w obecności zakłóceń, Praca doktorska, Wydział AEiI Pol. Sl., Gliwice 1986.

[5] Gacek A.: Klasyfikacja sygnałów EKG w oparciu o metody rozpoznawania obrazów, Praca doktorska, Wydział AEiI Pol. Sl., Gliwice 1985.

[6] Galinno A., Marchesi C.: Computer System for Analysis of ST Segment Changes on 24 Hour Holter Monitor Tapes: Comparison With Other Available Systems, JACC vol. 4, 245-252, no. 2, August 1984.

[7] Kwoczyński J.: Elektrokardiografia, PZWL, Warszawa 1972.

[8] McManus Ch.D., Teppner U., Neubert D., Lobodzinski S.M.: Estimation and Removal of Baseline Drift in the Electrocardiogram, Computer and Biomedical Research, vol. 18, 1-9, 1985.

[9] Murthy I.S.N., Rangaraj M.R.: New Concepts for PVC Detection, IEEE Trans. on Biomedical Engineering, vol. BME-26, no. 7, July 1979.

[10] Papoulis A.: Prawdopodobieństwo zmienne losowe i procesy stochastyczne WNT, Warszawa 1972.

[11] Talmon J.L.: Pattern Recognition of the ECG a structural analysis, Ph. D. thesis, Vrije University of Amsterdam, 1983.

[12] Teppner U., Neubert D.: Simulation of Physiological and Technical Influences on the ECG, IEEE Computers in Cardiology, Salt Lake City, Utah, 373-376, Sept. 1984.

[13] Thomas L.J., Clark K.W., Mead C.N., Ripley K.L., Spenner B.F. Oliver G.C.: Automated cardiac dysrhythmia analysis, Proceedings of the IEEE, vol. 67, 1322-1337, no. 9, Sept. 1979.

[14] Willems J.L., Pardaens J.: Differences in measurement results obtained by four different ECG computer programs, Proc. of Computers in Cardiology (Editors H.G. Ostrow, K.L., Ripley), IEEE Comp. Soc., Long Beach, Cal. USA, 115-121, 1978.

Recenzent: Prof. dr hab. inż. Ryszard Tadeusiewicz

Wpłynęło do Redakcji 2.11.1987 r.

ВЛИЯНИЕ ВОЗМУЩЕНИЙ НА ВЫБРАННЫЕ СВОЙСТВА СИГНАЛА ЭКГ

Р е з ю м е

В работе дан краткий анализ устойчивости на возмущения свойств сигнала ЭКГ обычно используемого в электрокардиографии. Сравнены коэффициенты изменчивости результатов измерений свойств, выполненных на простой модели зашумлённого сигнала. В качестве примера дан анализ ошибки измерения амплитуды в условиях сигнала зашумлённого сетью.

NOISE IMMUNITY OF THE TYPICAL ECG SIGNAL FEATURES

S u m m a r y

The paper deals with the noise immunity of the typical electrocardiographic features measured in the time and amplitude domains. Primarily some statical coefficients were obtained in theoretical considerations. Then they were used for comparison of the feature noise immunity.

The Gaussian model of noise and the sinus wave with random phase as a model of the line interference were used. There were considered five types of features. They were as follows amplitudes: slopes, areas, time intervals and amplitudes ratios.

The noise immunities of these features were compared. As the model of the QRS complex simple triangular shapes were used.

In the conclusion it was said that the measurements of the areas of waves and the time intervals had the best noise immunity and the amplitudes ratios had the worst.