

УДК 53.05:617.735

Р.А. ТКАЧУК, Г.Б. ЦУПРИК, Б.І. ЯВОРСЬКИЙ

ПІДВИЩЕННЯ ІНФОРМАТИВНОСТІ ТА ШВИДКОДІЇ БІОТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ

*Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя
46001, вул. Руська 56, м. Тернопіль, Україна
тел.: 0532-283552, e-mail: kaf_bt@tu.edu.te.ua*

Анотація. Обґрунтовано можливість вибору оптимальної величини впливу на біооб'єкт біотехнічної системи для активних біомедичних досліджень. Отримано технічні вимоги для синтезу ефективних за інформативністю та швидкодією таких систем. Наведено приклад вибору експозиції та яскравості опромінення сітківки ока світлом в електроретинографічних системах та методу оцінювання електроретиносигналу.

Ключові слова: біотехнічна система, інформативність, швидкодія.

The summary. An optimal value of influence onto the bioobject of biotechnical systems is founded. Technical requirements for synthesis of effective by informativity and speed of such systems are received. As an example of exposure and luminosity of a light irradiation of eye retina selection and the method of estimation of the elctroretinosignal in electroretinography systems are considered.

Key words: electroretinography system, informativity, filter Kalman, speed.

ВСТУП

За означенням кожна біотехнічна система (БТС) складається з технічної та біологічної систем. Для досягнення потрібної інформативності БТС необхідно забезпечити оптимальні а) рівень тестового подразнення (впливу технічної системи на біосистему) та б) опрацювання (оброблення) отриманої реакції біосистеми (для вирізнення її посеред шумів). Оптимальність оброблення визначається за критерієм — обґрунтованим на евристичних засадах виразом деякого функціоналу, який є в) математично коректним та г) практично інтерпретовним та обчислюваним. Для виконання умов (в) та (г), а звідси й забезпечення вимоги (б) до технічної системи, рівень впливу (а) повинен бути достатньо малим. Історично склалося так, що умови реалізації радіоелектронної апаратури та систем дозволяли забезпечити ефективне оброблення шляхом підвищення інтенсивності тестового подразнення до потрібного (порогового) рівня. Проте, це викликає появу неінформативної частини в реакції біосистеми та зростання часу її відновлення. При цьому знижується інформативність, зменшується швидкодія БТС. Медична практика вимагає фіксації в стандартах (методиках) характеристик та параметрів функціонування засобів медичних досліджень. Цей факт виявився перепорою для підвищення функціональності та ефективності БТС, оскільки зростання якості радіоелектронних елементів і вузлів приводить до значного зростання їх застосувань у медицині і, як наслідок, значно зростає кількість, різноманіття цих застосувань через нехтування їх уніфікацією.

Підвищення якості радіоелектронних елементів та вузлів надає можливість суттєвого зниження інтенсивності подразнення в активних біомедичних дослідженнях. Наприклад, для підвищення інформативності електроретинографічної системи (ЕРГС) та скорочення часу електроретинографічного дослідження було висунуто концепцію фотонної (квантової) електроретинографії — зі значно меншою експозицією сітківки ока світлом [1]. Практика електроретинографії підтвердила слушність такого удосконалення, проте ефективність використання його недостатня через зменшення величини відношення енергій електроретиносигналу (ЕРС) $s(t)$ та шуму $n(t)$ у відібраному біосигналі (БС) $x(t)$. Цей факт вказує на необхідність удосконалення засобів оптимального оброблення біосигналу. В [2] на евристичних засадах обґрунтовано застосування фільтру Калмана для покращення інформативності ЕРГС.

В означенні та визначенні показника інформативності систем використовують спектральні зображення сигналів (через їх інваріантність до зсуву по часовій шкалі). Такі зображення використовуються для автоматизованих класифікації та розпізнавання станів організму та опрацювання біосигналу при його візуалізації для медичної практики, де за інформативні ознаки служать морфологічні

параметри біосигналу — часові інтервали між характерними їх точками, амплітуди її хвиль тощо. При отриманні спектральних зображень використовуються представлення біосигналу детермінованою або стохастичною (локально-циклічною) стаціонарною послідовністю [1]. Стандартом регламентовано багатократний відбір БС і відповідне статистичне опрацювання (оцінювання) отриманого таким чином ансамблю (з окремих реалізацій ЕРС). Результатом оцінювання є візуалізовані характеристики оцінок морфологічних параметрів — їх математичні сподівання, за яким, в інтерактивному режимі, й визначаються потрібні інформативні ознаки [2].

Через фізіологічні обмеження за одне дослідження можна провести лише один або кілька експериментів. Але для забезпечення потрібної вірогідності ансамбль БС повинен містити значну кількість реалізацій, отримання яких спричиняє значне зростання затрат часу. Скорочення часу досліджень для стандартної інтенсивності подразнень та зменшення їх кількості тягне за собою зменшення точності й роздільної здатності й втрату інформативності ознак.

Використання поняття інформативності для порівняння інформаційних можливостей відомих варіантів реалізації складних систем, для оптимального (за інформативністю) синтезу структури їх тощо, відомі. При цьому, встановлено зв'язок поняття інформативності з функціями розподілу імовірності результатів експерименту (що властиво статистичній теорії ухвалення результату експерименту з оцінкою ймовірності його достовірності) [3, 4]. Обґрунтовано використання поняття інформативності критерієм розбиття множини інформаційно-вимірювальних систем, представлених математичною структурою категорії, за відношенням їх еквівалентності. Оскільки на множині заданого класу систем, що складається з підмножин еквівалентних систем, за цим критерієм існує й відношення порядку, то за значенням інформативності систем з цих підмножин можна вибрати підмножину більш інформативних систем [5]. Проте, клас систем, до якого належить синтезована система, не є пріоритетною ознакою для визначення інформативності, а перевагу має математична модель сигналу (для дослідження якого система синтезується). Обґрунтування вибору інформативнішої функції-моделі сигналу зводиться до пошуку відповідного функційного базису для представлення цієї функції. Для спектральних представлень циклічно стаціонарних випадкових процесів розроблено ентропійний критерій цього вибору. Тоді досягається мінімальної ентропії (максимальної інформативності) коефіцієнтів спектрального розкладу при максимальній компресії представлення (мінімальній кількості коефіцієнтів) [6]. Цей метод вибору базису розвинуто на випадок побудови ефективних (максимально інформативних при мінімальній кількості базисних функцій) спектральних представлень сигналів при синтезі біотехнічних та радіомоніторингових систем [7, 8].

В цій статті на прикладі ЕРГС проаналізовано методи побудови (синтезу, реалізації та верифікації) біотехнічної системи з активним способом отримання біосигналу. Обґрунтовано концептуальні засади для побудови міри інформативності ефективних за швидкодією та достовірністю ЕРГС. Обґрунтовано вибір функції з притаманній такій мірі властивостями. Означено міру інформативності — ентропію, виражену через розподіл імовірності дисперсії спектрального представлення.

ОБґРУНТУВАННЯ ЗАСАД ПОБУДОВИ МЕТОДУ ПІДВИЩЕННЯ ШВИДКОДІЇ ТА ІНФОРМАТИВНОСТІ

Підвищення швидкодії та інформативності виконаємо шляхом врахування в елементах структури математичної моделі закону за яким реагують біосистеми при їх подразненні (закон Вебера-Фехнера [9,10]). Це також дасть змогу зменшити час відновлення біосистеми після подразнення її й підвищить роздільну здатність біосигналу. Крім того, в шумах при низькій інтенсивності подразнення проявляються періодичності (в автокореляційній функції; причина: коливання біосигналу, періодичність повторення експериментів, які при зменшенні інтенсивності подразнення можна повторювати через набагато менші проміжки часу) [11, 12].

Нехай біосигнал $x(t)$, викликаний подразненням біосистеми „в нормі”, є сумою заспокійливого коливання деякої біофізичної величини (наприклад, в електроретинографії це електричний потенціал) $s_r(t)$ зі змінними параметрами кожної його хвилі та шуму $n(t)$:

$$x(t) = s_r(t) + n(t). \quad (1)$$

При певних впливах зовнішнього середовища на біосистему

$$s_{rd}(t) = \begin{cases} s_r(t), & 0 < t < t_1, t_2 < t \leq T, [0, T] \equiv \Theta \\ s_r(t) + s_d(t), & t_1 \leq t \leq t_2 \end{cases}, \quad (2)$$

де $s_d(t)$ — спричинене цим впливом відхилення реакції біосистеми, що проявляється на інтервалі $[t_1, t_2] \subset \Theta$.

В стандартній ЕРГС для можливості виділення з $x(t)$ його інформативної частини $s_r(t)$ (отримання оцінки $\hat{s}_r(t)$ — електроретинограми, ЕРГ) експозицію світловим потоком вибирають з діапазону (0.0330-30) Cd·m²/sec задля забезпечення потрібного для цього відношення енергії $\int_{\Theta} |\hat{s}_r(t)|^2 dt$ інформативної частини до енергії $\int_{\Omega} |N(\omega)|^2 d\omega$ шуму (де $N(\omega)$ – спектральна густина потужності шуму, ω - частота,

$\Omega \equiv [0, \Omega], \Omega = 1/2T_s, T_s$ — частота дискретизації ЕРС, яка визначає параметри аналогового попереднього фільтру (для уникнення ефекту накладання) та вибирається з врахуванням умов теореми Котельникова та ширини спектрів шуму та ЕРС), необхідного для отримання достатньої роздільної здатності електроретинограми $\hat{s}_r(t)$. Для моделі (2) змін викликаного на сітківці потенціалу величину роздільної здатності визначає значення енергії $\Xi = \int_{\theta} |\xi(t)| dt^2$. На основі закону Вебера-Фехнера

$$| \frac{s_r}{s_{rh}}(t_l) |^2 \propto \ln \frac{\Xi}{\Xi_h}, \quad (3)$$

де $s_{r, rh}(t_l), l = \overline{1, L}$ — значення потенціалу в інформативно важливі моменти часу; символ \propto означає пропорційність. Индексом h позначено порогові біофізично значення відповідних величин [11].

Енергія відгуку сітківки (енергія електроретиносигналу, ЕРС) залежить тільки від клітин сітківки та організму (біологічна система ЕРГС як БТС є відкритою системою). Енергія Ξ стимулу впливає тільки на ймовірність активацій частини елементів сітківки, є тільки спусковим чинником для появи відгуку. Параметри шуму від подразнення також не залежать. Тому, наприклад, для комп'ютерного імітування ЕРС, слушно припустити, що

$$s_r(mT_s) = \ln(K_{\Xi}) [1 - \exp(-\alpha m T_s) \sin(2\pi m T_s / \mu)], \quad (4)$$

де $K_{\Xi} = \frac{\Xi}{\Xi_h}$, $m = \overline{0, M}$, ціле число μ визначається за значенням періоду коливань s_r , значення числа α вибирається за значенням швидкості заспокоєння цих коливань. Нехай в результаті деяких чинників на певному інтервалі часу в s_r виникають зміни

$$s_{rd}(mT_s) = s_d \exp(-\alpha m T_s) \sin(2\pi m T_s / \mu'), \quad (5)$$

$$s_d < \ln(K_{\Xi}), \mu' < \mu.$$

На рис. 1,а наведено графік отриманий за виразами (2-5) для $K_{\Xi}=10$ (низька інтенсивність подразнення), $\alpha=0.02$, $\mu=128$, $T_s=10^{-3}$, $\mu'=10$, $s_d=0.9$, $m=(40-50)$; значення α , μ , T_s вибрано з врахуванням вигляду експериментальних електроретинограм. На рис. 1,б наведено графік за виразами (1, 2-5), де шум n широкопосмуговий, нормальний, центрований, з дисперсією 0.1 — псевдовипадкова (періодично-корельована) послідовність, згенерована функцією `normrnd(m, sigma)` з Matlab 2008 р.). Врахування її періодичної корельованості (повторюваності) непотрібне, оскільки період повторюваності значно переважає число відліків ансамблю викликаних реакцій. Таке уточнення процедури формування шуму потрібне з метою захисту від ефекту накладання результатів комп'ютерної фільтрації біосигналу $x(t)$. Фільтрація дещо зменшує рівень шуму (рис. 1в). Її виконано каскадною реалізацією цифрового фільтру ланками 2-го порядку у прямій формі (п'ять ланок, частота дискретизації 1000 Гц, числа представленні двійковими кодами з фіксованою точкою) з безмежною імпульсною характеристикою (БІХ) та функцією передачі, модуль якої (рис. 1е), апроксимований поліномами Батерворта („гладка” апроксимація) до стандартного для ретинографії вигляду (низькочастотний фільтр, ISCEV). Підвищення інтенсивності подразнення ($K_{\Xi}=10000$) дещо зменшує рівень шуму (рис. 1г), а подальше застосування фільтру дещо покращує роздільну здатність ЕРГ в частині дефекту при подразненні низької інтенсивності (рис. 1в), а при високій інтенсивності подразнення зменшує рівень зашумленості якісно, без покращення роздільної здатності ЕРГ (рис. 1д). Застосування інших типів апроксимації (поліномами — Чебишова, Якобі, тригонометричними функціями тощо, підвищенням порядку апроксимації не покращує суттєво. (Рівень шуму вибрано з врахуванням шумів ретини, електродів,

підсилювачів (типу AD630), АЦП (конвертора, ADuC840) тощо.)

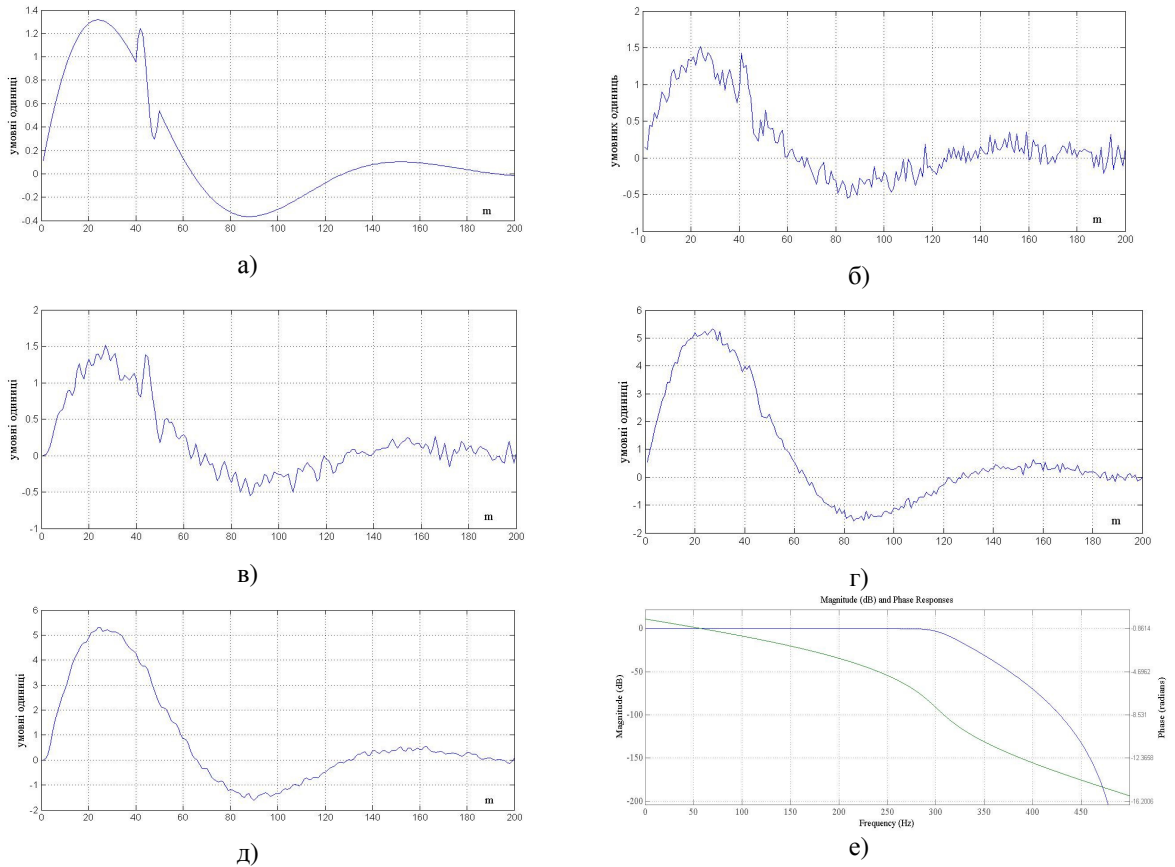


Рис. 1. Графіки комп'ютерної імітації зниження інтенсивності подразнення та стандартної фільтрації реакції біосистеми

Стандартний фільтр, очевидно, не є оптимальним. Крім того цей фільтр вносить затримку, значення якої зростає зі збільшенням його порядку, що впливає на вигляд ЕРС у близькому до його початку інтервалі. Забезпечити початковий стан фільтру таким, щоби він зменшував вплив перехідного процесу вимагає повторних експериментів з запам'ятовуванням змінних станів структури фільтру, що його значно ускладнює. Підвищення інтенсивності подразнення більш суттєво збільшує відношення сигнал до шуму, але зменшує роздільну здатність ЕРГ (рівень дефекту зменшується), при цьому виникає необхідність у відновленні стану сітківки, що вимагає затрат часу при необхідності повторних експериментів. Оскільки коливання ЕРС виникають у результаті різних процесів, то вони мають різні параметри і забезпечення оптимальності вимагає адаптації оптимального фільтру.

На рис. 2 (а) наведено ансамбль біосигналу (1) та результат його когерентної фільтрації (рис. 2,б). Збільшуючи кількість реалізацій в ансамблі (кількості експериментів) можна отримати скільки завгодно малу дисперсію оцінки для білого шуму та детермінованого біосигналу. Для нелінійних спотворень біосигналу, нестационарності його це неможливо, необхідно використати адаптивну фільтрацію.

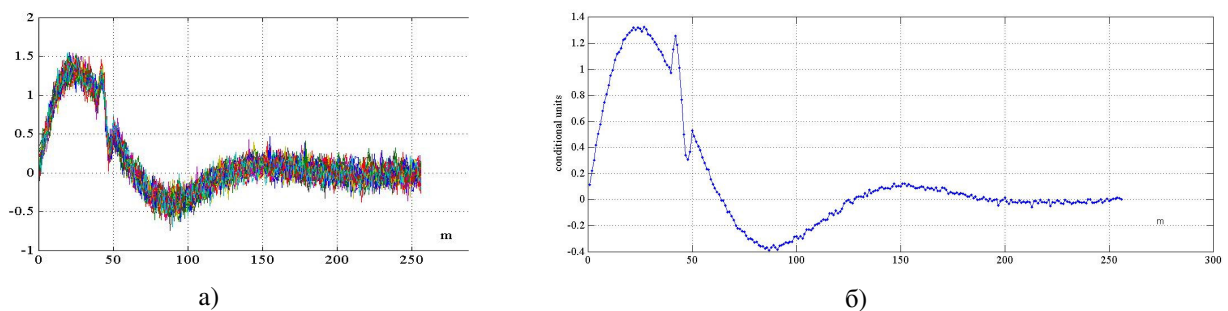


Рис. 2. Ансамбль біосигналу та результат його когерентної фільтрації: (а) — ансамбль біосигналу (32 реалізації, $k=10$); (б) — оцінка математичного сподівання (отримана когерентною фільтрацією ансамблю)

На рис. 3 наведено результати комп'ютерної калманівської фільтрації біосигналу (1, 2), рис. 1(б).

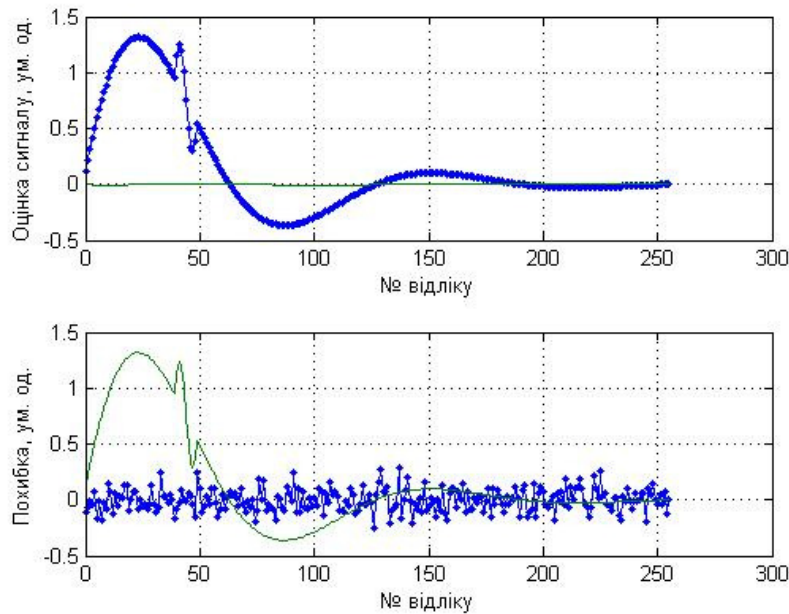


Рис. 3. Графіки оцінки біосигналу та похибки її отриманих фільтром Калмана (період дискретизації 0.001 сек)

При комп'ютерній симуляції для побудови фільтру Калмана використано стандартні структури Matlab, зокрема, структуру N4SID для отримання матриць: A (стану біосигналу $x(t)$), B (подразнення $\xi(t)$), K (шуму $n(t)$), C (вимірювання $y(t)$) тощо для представлення біосигналу у просторі змінних стану [13]

$$\begin{aligned} x(t+T_s) &= Ax(t) + B\xi(t) + Kn(t), \\ y(t) &= Cx(t) + D\xi(t) + n(t), \end{aligned} \quad (6)$$

а також структури SS, KALMAN — для побудови фільтру, та LSIM — для виконання фільтрації.

За умови (ап'юорної означеності сигналу $s_r(t)$) фільтр Калмана потребує лише одної реалізації $x(t)$, що знижує інвазивність активного біомеддослідження. При умові ап'юорної поганой означеності сигналу необхідно використати оптимізаційні процедури для визначення зразкового біосигналу та шумів (навчання фільтру) за критерієм мінімально достатньої похибки фільтрації при обґрунтовано вибраному їх початковому наближенні.

Для оцінювання інформативності БТС потрібне адекватне до цієї задачі представлення біосигналу, отримане на базі відповідної математичної моделі.

МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ БІОСИГНАЛУ

Максимальна компресія інформації (інакше — мінімальна ентропія) досягаються для розкладу сигналу в базисі Карунена-Лоева (тоді всю інформацію несуть найбільш представимі координатні функції (з цього базису), а дисперсії координат визначають їх значимості). Базисні функції $\varphi(t, \lambda)$ для представлень у базисі Карунена-Лоева є власними функціями кореляційного оператора, ядром якого є автокореляційна функція сигналу [6]. Наприклад, один з ЕРС (рис. 1,б) з ансамблю реалізацій (рис. 2,а) стохастичний та водночас заспокійливо-коливний. Такі випадкові процеси є гармонізовними [6]. Оцінка ЕРГ (рис. 1,б), отримана з ЕРС шляхом калманівської фільтрації, є також гармонізовною. Тому вважатимемо, що ансамбль Ω ЕРГ $s(t, \omega)$, $t \in nT_d$, $n = 0, N - 1$, $\omega \in \Omega$, де t — час, T_s — період дискретизації АЦП, гармонізовна стохастична функція.

Гармонізовні стохастичні функції (випадкові процеси) мають зображення (Крамера-Колмогорова)

$$s(t) = \int_{\Lambda} \exp(j\lambda t) Z_s(d\lambda), \quad (7)$$

де $Z_s(d\lambda)$ — випадкова міра, $j = \sqrt{-1}$ [6]. Представлення (7) випадкового процесу отримано за умови, що $s(t) = T^t s(0)$, де T^t — оператор зсуву: $T^t s(t) = s(t + \tau)$, а $s(0)$ — деяка „початкова” випадкова величина. За розкладом (М. Стоуна) оператора зсуву $T^t = \int_{\Lambda} \exp(j\lambda t) \Pi(d\lambda)$, тому $Z_s(d\lambda) = \Pi(d\lambda) s(0)$, де Π — оператор проектування.

Кореляційна функція гармонізованого випадкового процесу

$$R(t, \tau) = M(s(t)s(\tau))_{L^2(\Lambda, F_s)} = \iint_{\Lambda \times \Lambda} \exp j(\lambda\tau - \mu t) F_s(d\lambda, d\mu), \quad (8)$$

де $s(t) = s(t) - Ms(t)$, $F_s(d\lambda, d\mu) = M(Z(d\lambda)\overline{Z(d\mu)})$ — спектральна міра (біміра), а риска означає комплексну спряженість, M — оператор математичного сподівання (скалярний добуток $(;\cdot)$ $L^2(\Lambda, F_s)$ у гільбертовому просторі $L^2(\Lambda, F_s)$) [6]. Якщо кореляційний оператор переставний (комує) з оператором зсуву, то його власними функціями є функції $\exp(jt\lambda)$, $\lambda \in \Lambda \times \Lambda$, функція $F_s(\Delta, \Delta')$ зосереджена або на головній діагоналі простору $\Lambda \times \Lambda$ (тоді процес стаціонарний), або на його діагоналях $\lambda = \mu \pm 2l\pi T_R^{-1}$, $l = 0, L-1$ (де T_R — період корельованості) для періодично стаціонарного процесу. Таким чином вся інформація з процесу (7) зосереджена в кореляційній функції (8), а спектральні зображення (представлення) F_s діагонального вигляду є канонічними (лінійними формами), які містять всю інформацію у малій кількості їх членів. Для спектрального аналізу використано компонентну статистику (див., наприклад, [6]). Тоді оцінка кореляційної функції

$$\widehat{R}_s(t, \tau) = \int_0^{t-\tau} s(t-u)s(t-u, \tau)h(u)du, \quad (9)$$

де $h(u)$ — імпульсна функція фільтру стаціонарних компонент []. Оцінка математичного сподівання визначається за виразом $\widehat{m}(t) = \int_0^{t-t_0} s(t-u)h(u)du$. Ансамбль оцінок спектральної густини потужності

(СГП) стаціонарних компонент отримуються з ансамблю (1), перетворенням Фур'є оцінки автокореляційної функції (9). За ансамблем оцінок СГП визначалися математичні сподівання та дисперсії функцій розподілу імовірностей значень СГП: M_0, D_0 — зразкового (при „навчанні” ЕРГС), та M_γ, V_γ — досліджуваного біосигналів

ОЗНАЧЕННЯ ІНФОРМАТИВНОСТІ БІОТЕХНІЧНОЇ СИСТЕМИ

Для детермінованого сигналу ймовірність його вірогідного відтворення теоретично дорівнює одиниці (оцінкою якості цього відтворення буде його точність, величина якої визначається адитивною сумішшю методичної, інструментальної, стохастичної тощо складових похибки).

Для стохастичного сигналу ймовірність відтворення його вірогідної реалізації відрізняється від одиниці залежно від степені адекватності математичної моделі самому сигналові, й методу його оцінювання. Величину цієї вірогідності оцінюватимемо ймовірністю відхилення ЕРГ у межах заданої точності при заданій ймовірності хибного вибору ЕРГ з похибкою, яка перевищує задану величину (відповідно вимогам стандарту, на базі статистичної теорії вибору рішень, теорії виявлення сигналів). При цьому застосуємо окремий випадок критерію середнього ризику вибору рішення — критерій Неймана-Пірсона [14]. За аргумент цього критерію обґрунтовано вибір характеристику оцінки ЕРГ, що є її метричним інваріантом до зсуву по часовій осі (до номеру експерименту). Для ЕРС (гармонізованого випадкового процесу) таким інваріантом є його спектральна густина потужності, або, зокрема, середня потужність його стаціонарних компонент. Оскільки результати визначення середньої потужності для зразкового (еталонного) ЕРС чи для відповідної йому оцінки ЕРГ при статистичних випробуваннях також є стохастичними, то аргумент критерію Неймана-Пірсона побудовано як практично інтерпретований комплекс з моментів функції густини розподілу ймовірностей значень середньої

потужності. (Для гаусових функцій густини розподілу ймовірностей цей комплекс будується з математичного сподівання, дисперсії чи середньо-квадратичного відхилення середньої потужності так, щоби дотриматися практично корисної, зрозумілої його інтерпретації).

Для означення інформативності вимірювальних систем використовують поняття статистичної теорії ухвалення рішень — ентропія, ймовірність, дисперсія інформативної ознаки. Найчастіше зустрічається умовна ентропія H , що використовується для означення кількості інформації у комунікаційних системах [5]:

$$H(K|X) = -\sum_x p(x) \sum_k P(k|x) \log P(k|x). \quad (10)$$

Для пристосування виразу (10) до ЕРГС прийнято таку інтерпретацію його позначень: K — множина класів ЕРГ, X — множина інформативних ознак класів ЕРГ, k — номер класу, x — інформативні ознаки ЕРГ, представлені в просторі X , $p(x)$ — густина розподілу імовірності x , $P(k|x)$ — апостеріорна ймовірність приналежності ЕРГ до класу k . Коли ознаки X забезпечать безпомилкове ухвалення рішення про належність до класу, умовна ентропія дорівнює нулю. При порівнянні двох наборів ознак більш інформативним є той, який характеризується меншою умовною ентропією. На практиці застосування цього виразу ускладнене через апріорну невідомість розподілів та ймовірностей $p(x)$ і $P(k|x)$. Для означення цих розподілів та ймовірностей обґрунтовано вибір ймовірнісних характеристик спектрального представлення ЕРГ, які використовуються при автоматизованому ухваленні рішень про віднесення ЕРГ до певного класу, оскільки інформативність набору морфологічних ознак ЕРГ не відрізнятиметься від інформативності її спектру.

Тільки у тому випадку, коли ознаки окремих класів незалежні, інформативність набору ознак рівна сумі інформативності окремих ознак. На цій підставі можна складати інформативні набори (вектори) інформативності. Якщо ознаки залежні, інформативність не виражається через інформативність окремих ознак, а вибір інформативних наборів інформативності окремих ознак є неможливим.

Побудовою виразу міри інформативності ЕРГС на базі спектральних представлень ЕРГ враховано властивості, які вона набуває у тракці відбору ЕРС, його АЦП обробки та ухвалення рішення про віднесення отриманої ЕРГ до відповідного класу.

Вираз умовної ентропії інформативності при стаціонарній моделі ЕРГ набуває вигляду

$$H(K|N) = -\sum_v p_f(v) \sum_k P(V_{\gamma,k}|v) \log P(V_{\gamma,k}|v), \quad (11)$$

де $v \in N$ визначається для заданих P_f .

Для L -компонентних (нестационарних) ЕРГ отримано такий вираз ентропії

$$H(K|N) = -\sum_l \sum_v p_{f,l}(v) \sum_k P_l(V_{\gamma,k}|v) \log P_l(V_{\gamma,k}|v), \quad (12)$$

тобто, кожна компонента низки $l = \overline{1, L}$ компонент „додає” інформативності.

КРИТЕРІЙ ВИБОРУ РІШЕННЯ ПРО ОЦІНКУ БІОСИГНАЛУ ТА ВИЗНАЧЕННЯ ІНФОРМАТИВНОСТІ

Одними з задач, що постають при біомедичних активних дослідженнях, є задачі вибору рішення про а) близькість отриманої оцінки до однієї зі зразкових відомих оцінок та б) формування нової, додаткової зразкової оцінки. Ці задачі формуються в термінах статистичної теорії вибору рішень як перевірка гіпотез (а, б). Критерієм для автоматизованого вибору рішення є порівняння дисперсії оцінки середньої СГП з її пороговим значенням V , визначеним за заданою величиною ймовірності P_f того, що цей вибір хибний. Порогові значення V дисперсії оцінки СГП для заданих ймовірностей P_f знайдено за значеннями дисперсії D_0 середньої повної потужності зразкової оцінки:

$$v = \sqrt{D_0} \Phi^{-1}(P_f) + M_0, \quad (13)$$

де $\Phi(z) = \int_{-\infty}^z \exp(-z^2/2) dz$ — інтеграл імовірності, M_0 — середнє значення математичного сподівання середньої СГП.

Функція розподілу оцінки середньої повної потужності у моделі ЕРС припускалася гаусовою.

Оцінки ймовірності рішення про те, що оцінка СГП отриманої ЕРГ вірогідна для інших її дисперсій визначалися за виразом:

$$P_d = 1 - \Phi\left(\frac{v - M_\gamma}{V_\gamma}\right), \quad (14)$$

де M_γ та V_γ — математичне сподівання і дисперсія оцінки середньої СГП з інших експериментів.

Таким чином визначено й потрібні для визначення інформативності (12) густини $p_r(v)$ розподілу імовірності і апостеріорні імовірності $P_r(V_{v,k}|v)$ дисперсій.

Активне медичне дослідження з підозрою початкової стадії відхилення стану біосистеми від норми доцільно виконувати з (над)низьким рівнем її тестового подразнення. Тоді шум (відбору, вимірювання тощо) та величину відхилення від норми функціональної реакції біосистеми можна вважати незалежними від неї та адитивними, а роздільна здатність вимірюного відхилення значно зростає (за законом Вебера-Фехнера). Оскільки при цьому значно зменшується відношення потужності біосигналу до потужності шуму, то необхідна оптимальна фільтрація реакції біосистеми. Для врахування нестационарності цієї реакції фільтр повинен бути зі змінними параметрами. Для цього необхідне представлення біосигналу як періодичнокорельованого процесу та застосування фільтру Калмана.

Дослідження виконувалися за планом фундаментальних досліджень МОНУ, наказ №1177 від 30.11.2010 р., тема ВК 32-11, номер дежреєстрації 0111U002593.

ВИСНОВКИ

Для визначення інформативності біотехнічної системи при активних біологічних та медичних досліджень і для контролю коректності та ефективності її застосування при наднизьких рівнях тестового подразнення адекватним є використання статистичної теорії вибору рішення (як перевірки гіпотез) за критерієм Неймана-Пірсона, що водночас надає можливості визначення імовірності достовірності (за Борелем) результатів дослідження при заданій імовірності помилкового вибору.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Ткачук Р.А. Оптимізація ретинографічної системи для виявлення прихованого біологічного впливу на організм людини// Оптико-електронні інформаційно-енергетичні технології.- 2009.- №2.- С. 145-152
2. Ткачук Р., Яворський Б. Метод побудови біотехнічної системи для оцінювання електроретинограм з підвищеною вірогідністю та ефективністю// Вісник Тернопільського державного технічного університету.- 2009.- №3.- С. 102-110.
3. Голубцов П.В. Информативность в категории линейных измерительных систем// Проблемы передачи информации.- 1992.- Вып. 2.- Том 28.- С. 30-46.
4. Blackwell D. Equivalent comparisons experiments// Annals of mathematical statistics.- Vol. 2.- Issue 2, 1953.- P. 265-272
5. Rényi A. On Measures of Entropy and Information// Proc. Fourth Berkeley Symp. on Math. Statist. and Prob., Vol. 1 (Univ. of Calif. Press, 1961), P. 547-561.
6. Драган Я.П. Структура и представление моделей стохастических сигналов. - Киев: Наук думка, 1980. – 384 с.
7. Яворський Б.І., Шадріна Г.М. Критерії вибору базисів зображення випадкових процесів для ергатичних систем// Вісник Тернопільського приладобудівного інституту. - 1996. - № 2. - С. 133-137.
8. Dragan Ya., Sikora L., Yavors'kyi B. Shannon's measure of information and signal theory// Современные методы цифровой обработки сигналов в системах измерения, контроля, диагностики и управления.- Минск: БГУ, 1999.- С. 102-110
9. Jianhong Shen, Yoon-Mo Jung On the Foundations of Vision Modelling, IV. Weberized Mumford-Shah Model with Bose-Einstein Photon Noise: Light Adapted Segmentation Inspired by Vision Psychology, Retinal Physiology, and Quantum Statistics 32 pages *IMA Tech. Preprint No. 1949*

10. D.A. Fox, S.V. Kala, W.R. Hamilton, J.E. Johnson, J.P. O'Callaghan Low-Level Human Equivalent Gestational Lead Exposure Produces Supernormal Scotopic Electroretinograms, Increased Retinal Neurogenesis, and Decreased Retinal Dopamine Utilization in Rats// Environmental Health Perspectives VOLUME 116 NUMBER 5 May 2008 pp. 618-625
11. Barlow H.B. Retinal Noise and Absolute Threshold// Journal of the Optical Society of America Vol. 46 №8 634-639 1956
12. Grawford B.H., Pirenne M.H. Steep Frequency-of-Seeing Curves// J. Physiol. 1956 126 404-411
13. Lennart Ljung System Identification Toolbox™ Getting Started Guide The MathWorks, Inc.
14. Berger J.O. Could Fisher, Jeffreys and Neyman Have Agreed on Testing? Statistical Science 2003 Vol.18 No 1, 1-32

Надійшла до редакції 12.12.2012 р.

ТКАЧУК РОМАН АДРІЙОВИЧ – д.т.н., доцент, професор кафедри біотехнічних систем, Тернопільський національний технічний університет, м. Тернопіль, Україна.

ЦУПРИК ГАЛИНА БОГДАНІВНА – аспірант, інженер-електронік науково-виробничого експериментального СМП «Медап», м. Тернопіль, Україна.

ЯВОРСЬКИЙ БОГДАН ІВАНОВИЧ – д.т.н., професор, завідувач кафедри біотехнічних систем, Тернопільський національний технічний університет, м. Тернопіль, Україна.