

УДК 621.391.7+681.3.067:538.56

Б. Яворський, канд. техн. наук*Тернопільський державний технічний університет імені Івана Пулюя*

ЦИФРОВЕ ВИЯВЛЕННЯ СИГНАЛІВ З РОЗСІЯНИМ СПЕКТРОМ І НЕВІДОМИМИ ПАРАМЕТРАМИ

Обґрунтовано методику врахування впливу аналогово-цифрового перетворення (АЦП) радіовипромінювання на характеристики виявлення у ньому невідомого детермінованого вузькосмугового сигналу з спеціально розсіяним у набагато ширшій смузі частот спектром. Наведено спільний результат адаптивного визначення адитивної суміші спектру шуму АЦП радіовипромінювань та розсіяного спектру сигналу і побудови функціоналу відношення правдоподібності (ФВП) — характеристики виявлення сигналу з розсіяним спектром і невідомими параметрами. Отримано кращі характеристики виявлення та розпаралелювання обчислень.

Вступ

У проблематиці освоєння інформаційних ресурсів зростає актуальність виявлення у радіовипромінюванні сигналу (встановлення наявності у ньому інформативної складової). У традиційних областях застосування радіосистем (навігації, радіолокації, телекомунікації, наукових дослідженнях) [1] розв'язуються задачі виявлення сигналів відомої структури з відомими (може, не всіма) параметрами. Проте зростання вимог до ефективності технічних характеристик радіосистем значно ускладнило вирішення цієї проблеми. Загалом це пов'язано із застосуванням спеціальних, оптимальних за відповідними критеріями сигналів, поширенням задач виявлення на природні системи, яким такі сигнали властиві генетично [4], зокрема, в галузях охорони здоров'я, безпеки і охорони праці та довкілля, радіомоніторингу, наукових дослідженнях [2, 3] тощо. Наприклад, спеціальним розсіюванням енергії сигналу, зосередженої у діапазоні частот, відповідному до змін його форми у часі, по частотному діапазону набагато ширшому за цей діапазон, досягнуто потрібної тактико-технічної ефективності відповідних радіосистем, зокрема, й надійного та ефективного щодо затрат матеріальних, енергетичних та часових ресурсів забезпечення малої імовірності P_d його несанкціонованого виявлення (через значне зменшення відношення сигнал/шум приймальної системи у необхідному для несанкціонованого виявлення сигналу діапазоні частот) [5, 6]. Тоді виявлення сигналу з невідомими параметрами стає неможливим.

Виявлення широкосмугових сигналів з відомими параметрами є однією з класичних задач, поставлених у рамках статистичної теорії рішень. Вона розв'язана з побудовою ФВП. Коли функції правдоподібності гаусові, то тестова статистика виявлення обчислюється за результатами спектрального аналізу радіовипромінювань — методами кореляційного (узгодженого) прийому [6, 7].

При невідомих параметрах розподілів, марківської випадкової структурованості, а також полігаусовості чи розкладах негаусових розподілів тощо розроблено адаптивні методи аналізу [7]. Для підвищення P_d адаптують параметри локалізації ділянок аналізу на базі стаціонарної моделі радіосигналу та завад, застосовуючи: а) паралельну у послідовні моменти часу вузькосмугову фільтрацію та статистики (кумулянти) вищих порядків [8]; б) спеціальну компресію широкого частотного діапазону та статистики другого порядку [9] (для цього використовують також циклостаціонарну модель сигналу, що приводить до його спеціальної комутації під час АЦП [8]). У системах радіомоніторингу побудованих на концептуальних основах штучного інтелекту (типу AMRF-C) ці методи комбінують; застосовують також фізичні методи зменшення шумів у приймальній системі для збільшення відношення сигнал/шум у широкому частотному діапазоні [10].

Адаптивний аналіз радіовипромінювань провадиться за допомогою електронних інтелектуальних (ELINT — electronic intelligence, *англ.*) цифрових інформаційно-вимірювальних систем (ЦІВС, ESM — electronic support measurement, *англ.*), які переналагоджують структури, алгоритми, підстроюють параметри [10]. Тактико-технічна ефективність таких ЦІВС при оперативному перехопленні СРС визначається обчислювальною складністю цифрової обробки прийнятих у широкій смузі частот радіовипромінювань, а також точністю її результату та достовірністю виявлення, які залежать від адекватності математичної моделі до СРС і коректності нормування його метрологічних характеристик [11]. Примітивний метод оптимізації полягає у переборі параметрів аналізу та чисельному оцінюванні критерію адаптації. Через велику обчислювальну складність аналіз виконують у нереальному масштабі часу існування сигналу. У випадках оперативного захисту від радіолокаторів, протидії системам наведення, оперативної навігації такий стан справ не є задовільним.

Стан та тенденції розвитку систем радіомоніторингу [1, 7-10] показують, що:
а) методи кореляційного чи узгодженого прийому не знаходять належної інтерпретації у випадку виявлення сигналів з розсіяним спектром (СРС) та невідомими параметрами;
б) для підвищення ефективності виявлення потрібна адекватна структурна ідентифікація моделі АЦП радіовипромінювань для побудови коректного критерію та ефективної процедури адаптації АЦП й аналізу радіовипромінювань з метою застосування результатів останнього для побудови ФВП.

У статті обґрунтовано застосування моделі СРС з лінійною структурою — періодично корельованого випадкового процесу (ПКВП). На базі цієї моделі визначено результат впливу АЦП ширококутового радіовипромінювання на виявлення у ньому СРС. Наведено також результат параметричної адаптації АЦП та спектрального аналізу і побудови ФВП — характеристики виявлення СРС з невідомими параметрами.

1. Вплив АЦП радіовипромінювання на характеристики виявлення СРС

СРС не може моделюватися розв'язком звичайного диференціального рівняння (на відміну від вузькосмугових радіосигналів). Його база $B = \Delta F \cdot T \gg 1$ (ΔF — ширина розсіювання спектру, а T — тривалість СРС). Проте структурна ідентифікація математичної моделі СРС принципових труднощів не викликає — формули, що виражають такі сигнали, виписуються безпосередньо.

1.1. Структура феноменологічної моделі СРС. Більшість методів розсіювання спектру ґрунтуються на кількох базових. Посеред них можна виокремити детерміновані та псевдовипадкові. Псевдовипадкові методи мають низку переваг (особливо потенційних) перед детермінованими і базуються на модуляції фази чи стрибкоподібній зміні частоти несучого колювання. Для модуляції використовуються псевдовипадкові послідовності (ПВП), тактова частота яких повинна задовольняти теорему Котельникова (Уітекера-Найквіста-Шенона). Без врахування інформаційної модуляції вираз такого сигналу виписується безпосередньо [9]:

$$x(t) = \text{Re} \{ X_0 c(t) \exp[j(\omega_0 t + \varphi_0)] \} \quad (1)$$

де $c(t) = \sum_{i=1}^N x_i u_0[t - (i-1)\tau_e]$ — модулююча функція, у якій $x_i \in \{-1, 1\}$ — символи ПВП, $u_0(t)$ — одинична функція, τ_e — тривалість елементарного послання, N — довжина ПВП. Для стрибкоподібної зміни частоти модулююча функція у формулі (1) має вираз:

$$c(t) = \sum_{i=1}^N u_0[t - (i-1)\tau_e] \exp[j(\omega_i t + \varphi_i)] \quad (2)$$

де ω_i — значення частоти на i -му інтервалі, $\varphi_i \in \{0, \pi\}$ — значення фази на i -му інтервалі. Як правило, в сигналах з стрибками несучої частоти інформаційний символ

формується під час одного стрибка. Ідентифікація абонентів в процесі обміну інформацією та виділення повідомлень провадиться за допомогою відомих для абонентів ключів — параметрів характеристик ПВП та множин частот.

На рис.1 наведено некогерентні до радіосигналу (коли параметри останнього невідомі) спектрограми. Вони отримані функцією `specgram` з Matlab/tools/signal для: (а) — вузькосмугового, амплітудномодульованого (функція `modulate`, де модулюючий сигнал створено за допомогою функції `waveread` з Matlab/tools/signal) сигналу; (б) — широкосмугового, цифрового сигналу (програми комп'ютерного моделювання АЦП та розсіювання несучої за (1, 2), написані автором). На останній ілюстрації видно вплив некогерентності АЦП та спектрального аналізу. Спектрограму (а) отримано аналізом за час існування сигналу. У випадку (б) незнання τ_e , N , ω_i , що характерно для перехоплення, погіршує якість аналізу. Наведені у вступі деякі з методів виходу з цієї ситуації значно зменшують показник його часової ефективності (швидкодію).

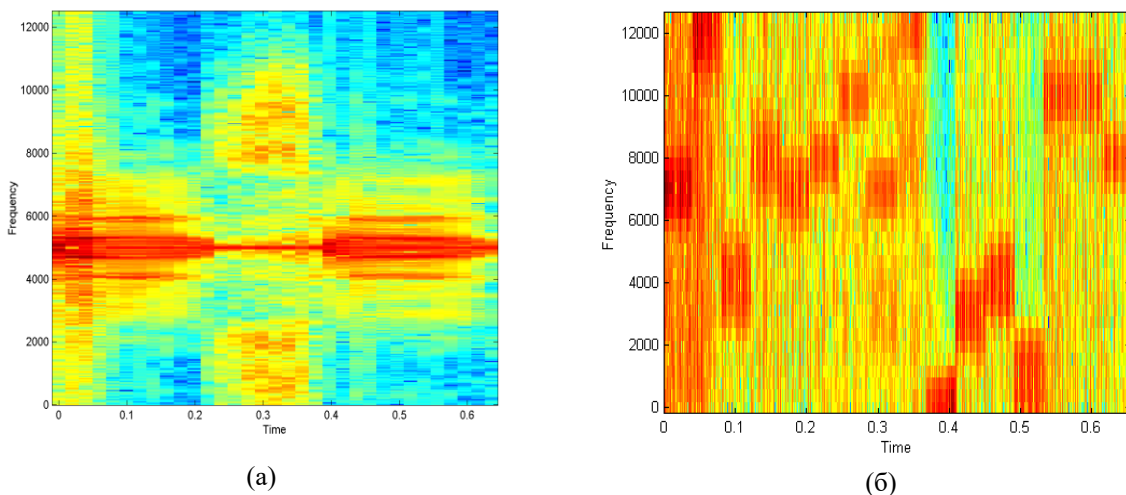


Рис 1. Некогерентні спектрограми. Вісь абсцис — час, сек., вісь ординат — частота, Гц

На рис. 2 (а, б) наведено відповідні до рис. 1 (а, б) типові сім'ї характеристики виявлення $P_d(SNR)|_{P_f}$, де SNR — відношення енергій сигнал/шум, P_f — задані імовірності помилки. Для їх побудови застосовано функцію `normcdf` з Matlab/tools/stats, тобто вважається, що моделлю радіовипромінювань є адитивна суміш СРС з нормальним білим шумом, а за критерій виявлення взято критерій Неймана-Пірсона, який є результатом певної побудови ФВП. При цьому значення SNR визначалися за спектрограмами рис. 2 (а, б) відповідними програмами, а потрібний для побудови поріг виявлення визначався за заданими P_f за допомогою функції `norminv` з Matlab/tools/stats. Аналіз отриманих результатів показує, що шум від АЦП та незнання параметрів СРС суттєво погіршують імовірність виявлення. Для її покращання потрібно адаптувати АЦП та аналіз випромінювання, але це тягне додаткові затрати часових та просторових ресурсів без конструктивної концепції побудови її критерію. Варто зауважити, що для випадку рис. 1 (а) апробовано різні методики підвищення якості цифрового аналізу (різні вікна, перекривання, об'єми вибірок тощо — в рамках можливостей функції `specgram`). У випадку рис. 1 (а) досить швидко знаходяться їх параметри, за яких графіки рис. 2. (а) стають якісними (методом прямого перебору, дихотомії тощо за варіативним [11] критерієм). Покращання аналізу сигналу рис. 1 (б) за цими методиками неефективне.

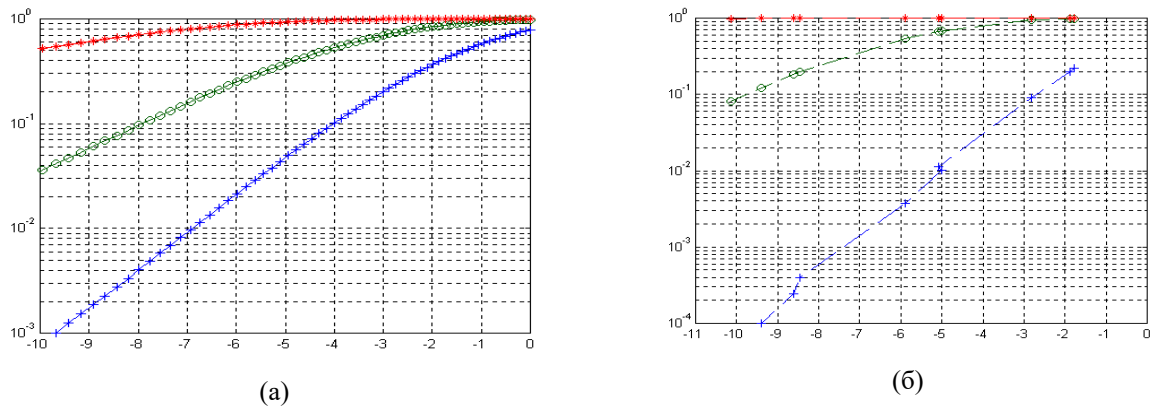


Рис. 2 Характеристики виявлення. Вісь абсцис — відношення сигнал/шум, дБ, вісь ординат — імовірність виявлення, графіки побудовані для імовірностей 0.001, 0.01, 0.1 помилки (знизу-вверх)

2. Врахування АЦП

Для врахування впливу широкосмугового АЦП, оператор, який виражає АЦП радіовипромінювання у смузі частот, що містить СРС, виразимо через ряд Вольтера-Вінера. Цей функціональний ряд виражає нелінійність АЦП [12]:

$$Q\{x(t)\} = \sum_{n=1}^{\infty} \int \cdots \int_n h(\tau_1, \tau_2, \tau_3, \dots, t) \prod_{m=1}^n dx(\tau_m),$$

де $Q\{\}$ — оператор нелінійного перетворення; $h(\tau_1, \tau_2, \tau_3, \dots, t)$ — ядра відповідного порядку.

Від некогерентності дискретизації та гармонічних складових радіовипромінювання виникає перемішування відліків — внаслідок несумірності періодів гармонічних складових СРС з періодом дискретизації виникає набіг моментів (“фази”) відліків. Внаслідок скінченності інтервалу, у якому відліки набирають значень, похибка від кодування (квантування) значення відліку елементами зі скінченного числового поля (цифровими кодами) належить множині, яка при цілому, раціональному, ірраціональному значеннях відношення цих періодів до періоду дискретизації має різну потужність. Внаслідок перемішування вона є випадковою величиною. Тому слушно вважати ряд стохастичним, що може означати стохастичність тільки $dx(\tau_m)$.

Застосувавши інтеграл Стільтьєса-Лебега, отримаємо, що $x(kT_D) = \int_T x(t) d\Delta(t, kT_D)$, де T — інтервал спостереження, $\Delta(t, kT_D)$ — функція Гевісайда, T_D — період дискретизації. Допускаючи комутативність операторів дискретизації і квантування при кодуванні, а також представляючи сигнал через згортку, отримаємо:

$$\hat{x}(kT_D) = \int_T d\Delta(t, kT_D) \sum_{n=1}^{\infty} \int \cdots \int_n h(\tau_1, \tau_2, \tau_3, \dots, t) \prod_{m=1}^n d \int_S h'(\tau_m; s_m) d\eta(s_m) \quad (3)$$

де $h'(\tau_m; s_m)$ — імпульсна вагова функція, $\eta(s_m)$ — деякий випадковий порідний процес. Зваживши на селективні властивості інтегралу по множині T в (3), включення між множинами T і S , детермінованість функції $x(t)$ та стохастичність процесу присвоєння квантованого значення відлікові подамо (3) виразом:

$$\hat{x}(kT_D) = \sum_{n=1}^{\infty} \int \cdots \int_n h(\tau_1, \tau_2, \tau_3, \dots, t) \prod_{m=1}^n d \int_S h'(\tau_m; s'_m) d\eta'(s'_m) \quad (4)$$

де $\eta'(s'_m) = \eta_1(s'_m) + \eta_2(s'_m) = \eta_1(s_m, kT_D) + \eta_2(s_m, kT_D)$. Тут $\eta_1(s_m, kT_D)$ визначає детерміновану складову функції, що підпадає під нелінійне перетворення, $\eta_2(s_m, kT_D)$ — стохастичну складову, а $h'(\tau_m; s'_m)$ — ядро повної величини диференціального множника ряду (4). Лінійність (4) уможливило виразити його сумою

$$\hat{x}(kT_D) \approx x(t) + \xi(t) \quad (5)$$

і застосувати її до спектрально-кореляційного аналізу СРС. Адитивне виокремлення стохастичної складової та її представлення в спектральну область опубліковано, наприклад, в [13].

3. Спектр цифрового СРС

З огляду на періодичність (2) розглянемо вираз АЦП (5) радіовипромінювання, поданий через ПКВП. При цьому стає можливим скористатися відомим прикінцевим результатом побудови ФВП для адитивної суміші детермінованого (гармонічного чи суми гармонік) сигналу та гаусового білого шуму, врахувавши специфічність формування СРС та шум АЦП.

За означенням, функція кореляції ПКВП $b_\xi(t, u)$ (яку обчислюємо безпосередньо за результатом АЦП радіовипромінювання) періодична, тому існує ряд Фур'є

$$b_\xi(t, u) = \sum_{k \in Z} B_k(u) e^{jk \frac{2\pi}{T_K} t} \quad (6)$$

у якому функції $B_k(\cdot)$, $k \in Z$ — кореляційні компоненти, T_K — період кореляції [14].

За аналогією до теореми Вінера-Хінчина (двовимірний випадок) з (6) маємо

$$f_\xi(\lambda, \mu) = \sum_{k \in Z} f_k(\lambda) \delta\left(\lambda - \mu + k \frac{2\pi}{T_K}\right),$$

де $f_k(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \int_R B_k(u) e^{-ju\lambda} du$ — спектральні компоненти, λ — частота [14].

З цих формул випливає, що гармоніка частоти λ_0 корельована виключно з гармоніками частот $\lambda_0 + k \frac{2\pi}{T_K}$ при всіх $k \in Z$.

З іншого боку, функція $f_k(\cdot)$ (k -та гармоніка зміни спектральної щільності параметричного за часом спектру $f_\xi(t, \lambda)$ функції кореляції $b_\xi(t, u) = \int_R e^{ju\lambda} f_\xi(t, \lambda) d\lambda$) дорівнює k -му коефіцієнту розкладу $f_\xi(t, \lambda)$ у ряд Фур'є при будь-якому $\lambda \in R$. Поняття "параметричний спектр" суперечить означенню спектру: $f_\xi(t, \lambda)$ не має усіх властивостей спектру, не додатна, а загалом — комплексно означувана функція. Але для ПКВП вона періодична в часі з періодом корельованості, тобто

$$f_\xi(t, \lambda) = \sum_{k \in Z} f_k(\lambda) e^{jk \frac{2\pi}{T_K} t}.$$

Звідси, фільтр, напівсмуга пропускання якого $\frac{\Delta\lambda}{2} < \frac{\pi}{T_K}$, дасть змогу усунути вплив гармонік, корельованих з відфільтрованими — мічені часом "спектральні вирізки" СРС є стаціонарними процесами [14].

Властивості ПКВП, необхідні для побудови адаптивного фільтру, знайдено з їх подання через стаціонарні і взаємно стаціонарні корельовані компоненти $\xi_k(t)$: [14]:

$$\xi(t) = \sum_{k \in \mathbb{Z}} \xi_k(t) e^{jk \frac{2\pi}{T_K} t} \quad (7)$$

Воно можливе з-за додатної означеності (6): при всіх t_k , комплексних $c_k, k = \overline{1, N}$, і будь-якому цілому N

$$\sum_{k, l = \overline{1, N}} c_k \bar{c}_l b_{\xi}(t_k, t_l) \geq 0,$$

а середнє

$$B(t, s) = \frac{1}{T} \int_0^T b(t + v, s + v) dv$$

скінченне, тобто $|B(u)| < \infty, u = t - s$. Зображення (6) тоді набуває виразу

$$b(t, s) = \sum_{l, n} D_{ln}(t - s) e^{j \frac{2\pi}{T_K} (lt - ns)},$$

де $D(u)$ — нескінченна додатньо означена матриця (для таких матриць виконується умова

$$\sum_{k, j = \overline{1, N}} C(t_k) D(t_k - t_j) \tilde{C}(t_j) \geq 0,$$

де $C(t) = [C_{pq}(t)]_{p, q \in \mathbb{Z}}$ — довільна матриця, а $\sim$ (хвиляста) — символ ермітового спряження), зі скінченим слідом $|\text{tr} D(u)| < \infty$. З-за додатної означеності для цього достатньо виконання умови $|\text{tr} D(0)| < \infty$. Для обмеженості середньої коваріації, тобто, $|B(u)| < \infty$, достатньо виконання умови $B(0) < \infty$. Також середнє співпадає з нульовим кореляційним компонентом ПКВП з формули (6), тобто, $B(u) = B_0(u); u \in \mathbb{R}$. Звідси достатньо вимагати обмеженості тільки нульового компонента в нулі, тобто $B_0(0) < \infty$.

Означення 1. СРС, коваріація якого задовольняє викладені умови, належить до класу π^T процесів скінченної середньої за період корельованості потужності [14]

$$P_{\xi}^T \triangleq \frac{1}{T} \int_0^T E \left| \xi(t) \right|^2 dt = \frac{1}{T} \int_0^T d_{\xi}(t) dt \quad (8)$$

де E — оператор математичного сподівання, $\circ$ — знак "центрування" процесу. За означенням 1, СРС — підклас класу π ПКВП, а формула (8) — частинний випадок, оскільки дисперсія ПКВП — періодична функція, період якої дорівнює періодові корельованості процесу, а середнє по всій осі від періодичної функції дорівнює її середньому за інтервалом, що дорівнює її періоду. Тому справедливим є наступне твердження:

Теорема 1. СРС належить класу π^T тоді і лише тоді, коли справедливе його подання виразом (7), де $[\xi_k(t)]_{k \in \mathbb{Z}}$ — векторний стаціонарний процес, кореляційна матриця якого задовольняє умову $\text{tr} D(0) < \infty$.

Враховуючи спектральний розклад стаціонарних компонентів (представлення Крамера $\xi(t) = \int_R e^{it\lambda} Z(d\lambda)$ стаціонарного процесу, де $Z(\Delta), \Delta \subseteq R$ — ортогональна випадкова міра, а $E \overset{\circ}{Z}(\Delta) \overset{\circ}{Z}(\Delta') = F(\Delta, \Delta')$ — спектральна міра) маємо спектральне представлення СРС

$$\xi(t) = \sum_{k \in Z} e^{jk \frac{2\pi}{T_K} t} \int_R e^{it\lambda} Z_k(d\lambda) \quad (9)^\circ$$

через стаціонарні компоненти з повним спектром. Заміною змінних інтегрування $\lambda = l \frac{2\pi}{T_K} + \nu$, де $l \in Z$ — ціле число, а $\nu \in \left[-\frac{\pi}{T_K}, \frac{\pi}{T_K}\right)$, та позначивши

$$Z_m^0(\nu) = \sum_{l \in Z} Z_{m-l} \left(l \frac{2\pi}{T_K} + \nu \right),$$

отримаємо з (9)

$$\xi(t) = \sum_{m \in Z} e^{jm \frac{2\pi}{T_K} t} \int_{-\frac{\pi}{T_K}}^{\frac{\pi}{T_K}} e^{it\nu} Z_m^0(d\nu) \quad (10)$$

вираз СРС через стаціонарні компоненти з фінітним спектром з носієм $\left[-\frac{\pi}{T_K}, \frac{\pi}{T_K}\right)$.

Якщо враховувати властивості спектральних випадкових мір представлень (9) та (10), то з параметричного представлення кореляційної матриці виходить, що між ними існує взаємно однозначна відповідність з точністю до перестановок власних векторів, які стосуються того ж власного значення матриці. Тому можна завжди з точністю до цієї умови переходити до представлення ПКВП через стаціонарні компоненти з повними спектрами (9) до представлення (10) через стаціонарні компоненти з фінітними спектрами, носіями яких є відрізок.

На підставі ізоморфізму [14],

$$K \cong L_0^2(\Omega, P) \ni \xi(t, \omega) \xrightarrow{J} e^{it\lambda} \in L^2(\Lambda, F) \cong H,$$

(де $\omega \in \Omega$ — множина (ансамбль) вибірок, P — випадкова міра, $\lambda \in \Lambda$ — множина частот, F — спектральна міра) та властивостей кореляційних матриць та їх спектральних представлень означимо опуклість d -варіацій [14]

$$\text{var}_d(\bullet) \triangleq \|\bullet\|_h^2,$$

де $\|\bullet\|_h^2$ — норма гільбертового простору над гільбертовим простором h , у якому

енергія $\varepsilon = \int_T \|\xi(t)\|_K^2 d(t) < \infty$ чи потужність $\pi = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_T \|\xi(t)\|_K^2 d(t) < \infty$ (маємо два

варіанти цього простору h^ε та h^π). Це дозволяє будувати процедури адаптації параметрів p аналізу радіовипромінювань:

$$\arg \max_{p_i \in P} \text{var}_d f_\xi(p_1, p_2, p_3, \dots),$$

де f_ξ — спектральні компоненти. Параметрами, що адаптуються, є кількість спектральних компонент, період корельованості, об'єм генеральної вибірки, початок аналізу. Навіть метод адаптації параметрів простим перебором буде ефективним, що є

наслідком опуклості вибраного критерію. Початкові значення параметрів вибираються апріорно, з практичних (прикладних) міркувань, вони пов'язані простими співвідношеннями, відомими в аналізі ПКВП.

4. Загальний результат

На рис. 3 (а) наведено результат цифрового аналізу спектральних компонент радіовипромінювання, що містить СРС, за виразом (9). Для нього застосовано спеціальну програму, написану на Matlab. На рис. 3 (б) наведено характеристики виявлення. Їх побудовано за цими ж, що для рис. 3 (а), даними аналогічно до характеристик, наведених на рис. 2, але з врахуванням особливості спектральних компонент при обчисленні значень відповідних аргументів функцій normcdf та norminv .

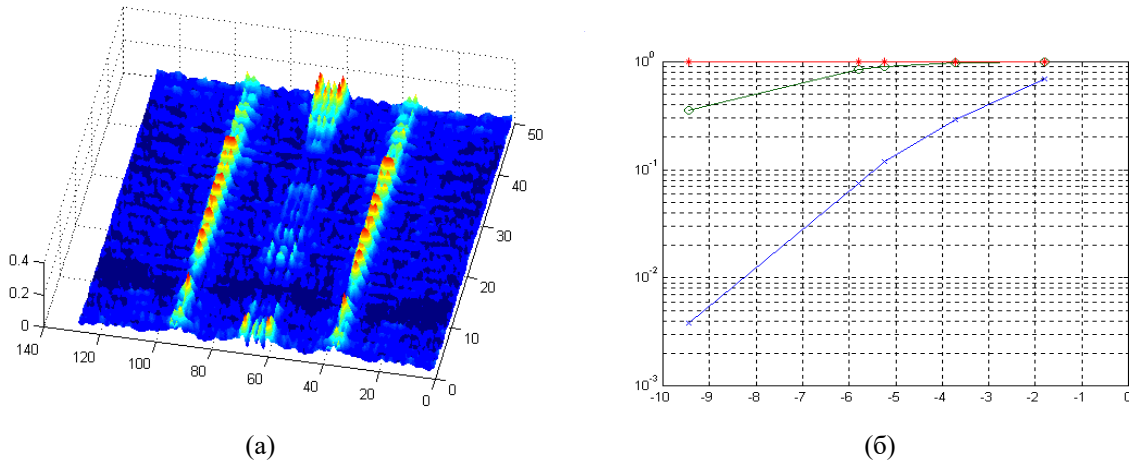


Рис. 3. Когерентні спектральні компоненти (а) та характеристика виявлення.

Вісь абсцис — номери спектральних компонент, вісь ординат — частота в умовних одиницях, вісь аплікату — спектральна щільність, в умовних одиницях, (а); для (б) осі відповідають рис. 2

Ці особливості полягають у зосередженні спектру на частотних "діагоналях" квадрату $\Lambda \times \Lambda$, які задаються виразом $\lambda_2 = \lambda_1 \pm k \frac{\Lambda}{M}$, $k = \overline{0, M}$, де M — кількість спектральних компонент, а значення Λ визначається частотними параметрами радіосигналу — смугою розсіювання, частотою несучої та типом її модуляції тощо. Відношення сигнал/шум M_γ та дисперсія V_γ для ФВП визначаються за розподілом f_ξ^k енергії по частотних діагоналях (f_ξ^0 визначає тоді розподіл по частоті енергії сигналу) за результатами адаптивного аналізу спектральних компонент. У простому випадку, якщо цей розподіл рівномірний ($f_\xi^k \hat{=} \alpha_k$), то відповідні вирази набувають спрощеного вигляду:

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

$$V_\gamma = \sqrt{2} \Lambda \sum_{k=1}^{M-1} \left(1 - \frac{k}{M}\right) \alpha_k.$$

В іншому випадку необхідне інтегрування по частоті для кожної компоненти.

Типові характеристики виявлення

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

де V — поріг; визначається за енергією шуму каналу за значеннями α_k , $k = \overline{1, M-1}$ коли сигнал відсутній за виразом

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

де $\Phi(\bullet)$ — інтеграл імовірності (обчислюється функцією `normcdf`), P_f — задана імовірність марної тривоги.

Висновки

Нова модель цифрового СРС дозволяє побудувати адаптивні алгоритми АЦП та аналізу радіовипромінювань у всій смузі розсіювання частоти вузькосмугового радіосигналу за рахунок застосування нового скалярного добутку при побудові ФВП.

Отримано можливість енергетичного виявлення присутності невідомого СРС у радіовипромінюванні.

Застосовано скалярний добуток для представлення сигналу та шуму СРС у базисах експоненціальних функцій — власних функцій оператора зсуву у часі. Зсув у часі при формуванні СРС періодичний, по частоті — псевдовипадковий, тому адекватною виявилася модел ПКВП.

Застосований скалярний добуток можливо поширити на інші типи кореляційних функцій — слабкоперіодичних. Це уможливило розвиток запропонованої методики виявлення сигналу на інших СРС.

Порівняння графіків рис. 2 (б) та 3 (б) показує, що характеристики виявлення досліджуваного методу кращі.

Аналіз отриманих співвідношень (9, 10) виказує можливість паралельних обчислень під час аналізу, що зменшує його обчислювальну складність порівняно з відомими спектральними моделями (відповідно збільшує швидкодію) з $N \times N$ до N .

It is grounded a methodic for taking into account of a radio waves digital-to-analog conversation (DAC) influence on detection characteristics of unknown narrow-band signal which spectra has been especially spread onto much more wide frequency band. Is given a common result of adaptive determining of additive mixture of the radio waves DAC noise spectra with the spread signal spectra and the likelihood ratio functional development — detection characteristics of the signal with spread spectrum and unknown parameters. Has got better detection characteristics and computational parallelism.

Література

1. Калугин В.В., Чеботов А.В. К вопросу производства средств радиомониторинга в Украине// 1-й Международный радиоэлектронный форум "Прикладная радиоэлектроника. Состояние и перспективы развития" МРФ-2002. - Сб. науч. трудов. Часть 1.- Харьков: АН ПРЭ, ХНУРЭ, 2002.- С. 561-564.
2. Косінов М., Харченко П. Електромагнітний смог — страшне зло сучасної цивілізації. Але може стати і благом, якщо приручити його// Час, 21.06.1996.
3. Левина А. Мадонна у комп'ютера: с младенцем или без?// Работница, 1991.— №5.- С. 14-15.
4. Информационные связи био-, гелио-, геофизических явлений и элементы их прогноза// К. С. Войчишин, Я. П. Драган, В. И. Куксенко, В. Н. Михайловский.- Киев: Наукова думка, 1974.- 208 с.
5. Lamarr H., Anthail G., патент США №2292387 від 08.11.1942 р
6. Кук Ч., Бернфельд М. Радиолокационные сигналы. - М.: Сов. радио, 1971.- 568 с.
7. Поляков П.Ф. Прийом та обробка складних сигналів в умовах апіорної невизначеності. Ретроспектива, стан проблеми та нові дослідження// 1-й Международный радиоэлектронный форум "Прикладная радиоэлектроника. Состояние и перспективы развития" МРФ-2002.- Сб. науч. трудов. Часть 1.- Харьков: АН ПРЭ, ХНУРЭ, 2002.- С. 505-509.
8. Taboada F., Lima A., Gau J., Jarpa P., Pace P.E. "Intercept receiver signal processing techniques to detect low probability of intercept radar signals", Center for Joint Services Electronic Warfare Naval Postgraduate School, Monterey, Canada.
9. Snelling W.E., Geraniotis E. "Analysis of compressive receivers for the optimal interception of frequency-hopped waveforms", Tech. Report of Institute for Systems Research, number TR 91-28, 1991, 40 p.
10. Adamy D. "Low Probability of Intercept Signals — Some Real World Consideration", The Journal of Electronic Defense, № 9, 1998, pp. 9-22.

11. Яворський Б.І. Визначення метрологічних характеристик сигналів з розсіяним спектром// 1-й Міжнародний радіоелектронний форум "Прикладна радіоелектроника. Состояние и перспективы развития" МРФ-2002.- Сб. науч. трудов. Часть 1.- Харьков: АН ПРЭ, ХНУРЭ, 2002.- С. 97-100.
12. Yavorsky B.I. Metrological Characteristics of Quantum Processings of Biosignals// Збірник тез доповідей другої науково-технічної конференції "Оптоелектронні інформаційні технології "Фотоніка-ОДС2002"". - Вінниця: "УНІВЕРСУМ-Вінниця". - 2002. - С. 46.
13. Рафа Т., Яворський Б. Модель похибки оцифрування складних сигналів та зображень// Вісник Тернопільського державного технічного університету імені Івана Пулюя. - 2000. - Т.5, №4. - С. 41-46
14. Драган Я.П., Сикора Л.С., Яворський Б.И. Специфика информативности стохастических моделей ритмики - периодически коррелированных и родственных им случайных процессов// Проблемы управления и информатики. - К.: Ин-т космических исследований НАНУ и НКАУ. - 1997. - № 6. - С.96-109.

Одержано 02.04.04 р.