

В.Г. Ципоренко, к.т.н., доц.
Житомирський інженерно-технологічний інститут

ВИЯВЛЕННЯ РАДІОСИГНАЛІВ З НЕВІДОМИМ ФАЗОВИМ СПЕКТРОМ

Показано, що оптимальне виявлення радіосигналів з невідомим фазовим спектром при наявності адитивного шуму може бути реалізовано в частотно-просторовій області визначення. Основною операцією такого аналізу є визначення частотно-просторової кореляційної функції. Визначені кількісні характеристики операції виявлення в частотно-просторовій області. Одержані основні співвідношення для неперервного, неперервно-дискретного та дискретно-дискретного видів аналізу.

В сучасних радіоелектронних системах реалізується сукупність операцій пошуку, селекції, виявлення та аналізу радіосигналів [1, 2]. Зазвичай пошук та селекція радіосигналів реалізуються в різних областях визначення. Наприклад, виявлення – у часовій області, аналіз – у часовій та частотній областях, селекція – у просторовій, частотній та часовій областях визначення. Для підвищення ефективності функціонування радіоелектронних систем в цілому доцільно реалізовувати основні операції обробки радіосигналів в одній області визначення, тобто використовувати монофазну обробку. Найбільш перспективним варіантом вирішення цього питання є реалізація монофазної обробки саме в частотній області визначення, коли основні операції обробки радіосигналів реалізуються шляхом аналізу їх спектра [3, 4].

Розглянемо задачу виявлення радіосигналу з невідомим фазовим спектром $S(t, \lambda, \varphi(f))$, що приймається в адитивній суміші $U(t)$ зі статистично незалежним білим гаусовим шумом $n(t)$ впродовж часового інтервалу $t \in [0, T_a]$. Шум $n(t)$ і сигнал $S(t, \lambda, \varphi(f))$ є обмеженими по смузі частот $\{0, f_e\}$. Вихідні умови задамо таким чином:

$$U(t) = S(t, \lambda, \varphi(f)) + n(t), \quad (1)$$

де $\lambda = \{\lambda_i\}_{i=1,m}$ – вектор параметрів, від яких залежить радіосигнал, значення яких відомі;

$\varphi(f)$ – фазочастотний спектр радіосигналу, що є випадковою функцією з довільним відомим законом розподілу в часі.

$S(t, \lambda, \varphi(f))$ – відома детермінована функція аргументів t , λ та $\varphi(f)$:

$$S(t, \lambda, \varphi(f)) = A(t, \lambda, \varphi(f)) \cdot \text{Cos}(2\pi ft + \gamma(t, \lambda, \varphi(f)) + \varphi),$$

де φ – початкова фаза.

Для наших умов виявлення радіосигналу $S(t, \lambda, \varphi(f))$ невідомим є тільки факт його наявності або відсутності в прийнятій суміші $U(t)$ та конкретне значення фазочастотного спектра $\varphi(f)$. Амплітудний спектр $S(f)$ радіосигналу відомий, відомі також його інші параметри $\lambda = \{\lambda_i\}_{i=1,m}$. Тому рівняння (1) доцільно записати у вигляді:

$$U(t) = \aleph \cdot S(t, \lambda, \varphi(f)) + n(t), \quad (2)$$

де $S(t, \lambda, \varphi(f))$ – випадковий корисний сигнал, що повністю розташований на інтервалі спостереження–аналізу $[0, T_a]$;

\aleph – випадковий параметр, що може приймати тільки два значення: нуль або один, і статистично не залежить від параметрів радіосигналу $S(t, \lambda, \varphi(f))$.

Нехай відомі априорі всі необхідні ймовірнісні характеристики випадкової величини \aleph та шуму $n(t)$:

$P_{pr}(\aleph = 0)$, $P_{pr}(\aleph = 1)$ – розподіл відповідно априорних ймовірностей відсутності та наявності радіосигналу $S(t, \lambda, \varphi(f))$;

M_n , D_n – відповідно математичне очікування та дисперсія шуму $n(t)$, зазвичай $M_n = 0$;

$N = \text{const}$ – двостороння спектральна густина потужності шуму $n(t)$.

Тоді необхідно оптимальним чином визначити значення параметра \aleph за прийнятої реалізації $U(t)$ в інтервалі $[0, T_a]$.

У часовій області поставлена задача в загальному вигляді розв'язується оптимальним

чином на основі кореляційного аналізу з виключенням супроводжуючих параметрів [4, 5].

Розв'яжемо цю задачу в частотній області визначення, коли обробці підлягає спектр прийнятої суміші $U(f)$.

Розглянемо випадок безперервно-безперервного аналізу [3], при якому в частотній області визначення аналізується спектральна густина $U(jf)$ прийнятої суміші, яку можна записати у вигляді:

$$U(jf) = S(jf, \lambda) + n(jf), \quad (3)$$

де $S(jf, \lambda)$, $n(jf)$ – відповідно комплексні спектральні густини корисного сигналу і шуму;

$$S(jf, \lambda) = S(f, \lambda) \cdot e^{j\varphi(f)}.$$

Для розв'язання задачі виявлення радіосигналу в загальному випадку доцільно використовувати частотне відношення правдоподібності $I_f(\aleph)$ [3], що дорівнює:

$$I_f(\aleph) = \frac{L_f(\aleph)|_{S(jf, \lambda) \neq 0}}{L_f(\aleph)|_{S(jf, \lambda) = 0}}, \quad (4)$$

де: $I_f(\aleph)$ – частотне відношення правдоподібності, визначене в частотній області;

$L_f(\aleph)|_{S(jf, \lambda) \neq 0}$, $L_f(\aleph)|_{S(jf, \lambda) = 0}$ – відповідно частотні функціонали правдоподібності при наявності та відсутності у вхідній спектральній реалізації $U(jf)$ корисного сигналу.

Порівнюючи значення $I_f(\aleph)$ з порогом h , приймається рішення про наявність сигналу $S(t, \lambda, \varphi(f))$, якщо $I_f(\aleph) \geq h$, або про його відсутність, якщо $I_f(\aleph) < h$.

Таким чином, частотне відношення правдоподібності $I_f(\aleph)$ для умов поставленої задачі визначається рівнянням:

$$\begin{aligned} I_f(\aleph) &= \frac{\int_{\varphi_s(f)}^{\varphi_e(f)} P_{pr}(\varphi(f)) \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2N} \int_{-f_e}^{f_s} (U(jf) - S(jf, \lambda))^2 df \right\} d\varphi(f)}{\exp \left\{ -\frac{1}{2N} \int_{-f_e}^{f_s} U^2(jf) df \right\}} = \\ &= \exp \left\{ -\frac{E_s}{2N} \right\} \cdot \int_{\varphi_s(f)}^{\varphi_e(f)} P_{pr}(\varphi(f)) \cdot \exp \left\{ \frac{1}{N} \int_{-f_e}^{f_s} \operatorname{Re}(U(jf) \cdot S^*(jf, \lambda)) df \right\} d\varphi(f) \end{aligned}, \quad (5)$$

де: $\operatorname{Re}(\bullet)$ – функція виділення дійсної частини комплексного числа;

$(\bullet)^*$ – операція комплексного спряження спектра радіосигналу;

$P_{pr}(\varphi(f))$ – априорна ймовірність фазочастотного спектра $\varphi(f)$ радіосигналу $S(t, \lambda, \varphi(f))$;

E_s – енергія радіосигналу $S(t, \lambda, \varphi(f))$.

Для локалізованих просторово та стаціонарних радіоелектронних засобів основною інформаційною властивістю радіосигналів є априорна незалежність від часу та частоти їх просторових параметрів $\lambda(\theta)$, таких, наприклад, як напрямок приходу або пеленг, кут місця, поляризація та інші, тобто $\lambda(\theta) = \operatorname{const}$. Тому доцільно їх комплексний спектр представити у тривимірній формі:

$$S(jf, if, \lambda) = S(f, \lambda) \cdot e^{j\varphi(f)} \cdot e^{i\lambda(\theta)}. \quad (6)$$

Рівняння (6) враховує те, що просторові параметри $\lambda(\theta)$ можна представити як просторову фазу радіосигналу і ввести як складову частину узагальненого тривимірного фазочастотного спектра $\varphi_{\Sigma}(f)$:

$$\varphi_{\Sigma}(f) = j\varphi(f) + i\lambda(\theta),$$

де i – комплексна уявна змінна з модулем, що дорівнює одиниці, але описує комплексно-уявну площину, що є нормальню до комплексно-уявної площини змінної j .

Обидві складові узагальненого фазочастотного спектра $\varphi_{\Sigma}(f)$ відповідають одному і тому ж амплітудно-частотному спектру $S(f)$ радіосигналу, вони формуються одночасно і статистично незалежно. Тому для усунення априорної статистичної невизначеності часового

фазочастотного спектра $\varphi(f)$ доцільно при розв'язанні задачі виявлення радіосигналу використовувати його ап'яріорі відомий просторовий фазочастотний спектр $\varphi_\theta(f) = \lambda(\theta)$, для якого $P_{pr}(\varphi_\theta(f)) = 1$.

Таким чином, рівняння (5) може бути записано так:

$$I_f(N) = \exp\left\{-\frac{E_s}{2N}\right\} \cdot \exp\left\{\frac{1}{N} \int_{-f_e}^{f_e} \operatorname{Re}(U(if) \cdot S^*(if, \lambda)) df\right\}, \quad (7)$$

де: $U(if)$, $S^*(if, \lambda)$ – відповідно комплексні просторово-спектральні густини прийнятої суміші $U(f)$ та корисного сигналу $S(t, \lambda, \varphi(f))$.

Експоненціальна функція є монотонною від свого аргументу, тому рівняння (7) доцільно представити в логарифмічному масштабі:

$$\ln I_f(N) = -\frac{E_s}{2N} + \frac{1}{N} \int_{-f_e}^{f_e} \operatorname{Re}(U(if) \cdot S^*(if, \lambda)) df \leq \ln h. \quad (8)$$

Спростивши вираз (8), остаточно отримуємо:

$$\mu(f, N) = \frac{1}{N} \int_{-f_e}^{f_e} \operatorname{Re}(U(if) \cdot S^*(if, \lambda)) df \geq \frac{E_s}{2N} + \ln h = h_1, \quad (9)$$

де: $h_1 = \frac{E_s}{2N} + \ln h$ – еквівалентне значення порогу прийняття рішення про виявлення;

$\mu(f, N)$ – частотно-просторова кореляційна функція.

Аналіз рівняння (9) показує, що базовою операцією при оптимальному виявленні сигналу $S(t, \lambda, \varphi(f))$ в частотній області є визначення значення частотно-просторової кореляційної функції $\mu(f, N)$.

Визначимо кількісні характеристики оптимального виявлення, що реалізується в частотній області, наприклад, для випадку використання критерію Неймана-Пірсона [4]. Для цього визначимо закон розподілу та параметри розподілу густини ймовірностей гіпотез: Γ_1 – наявності сигналу та Γ_0 – відсутності сигналу.

Для випадку наявності сигналу $S(t, \lambda, \varphi(f))$ маємо:

$$\begin{aligned} \mu|_{\Gamma_1} = \mu_1 &= \frac{1}{N} \int_{-f_e}^{f_e} \operatorname{Re}((S(if, \lambda) + n(if)) \cdot S^*(if, \lambda)) df = \\ &= \frac{1}{N} \int_{-f_e}^{f_e} \operatorname{Re}(S(if, \lambda) \cdot S^*(if, \lambda)) df + \frac{1}{N} \int_{-f_e}^{f_e} \operatorname{Re}(n(if) \cdot S^*(if, \lambda)) df \end{aligned}, \quad (10)$$

де: $n(if)$ – спектрально-просторова густина шуму $n(t)$.

Перший доданок рівняння (10) є ап'яріорі відомою величиною із постійним значенням:

$$\frac{1}{N} \int_{-f_e}^{f_e} \operatorname{Re}(S(if, \lambda) \cdot S^*(if, \lambda)) df = \frac{E_s}{N}.$$

Значення другого доданку рівняння (10) є випадковою величиною з нормальним законом розподілу густини ймовірності $p_n(\mu)$ і відповідними параметрами розподілу: математичним очікуванням $m_\mu = 0$, дисперсією $D_\mu = \frac{E_s}{N}$.

В цілому значення функції μ_1 також є випадковою величиною, густина ймовірності якої розподілена за нормальним законом з відповідними параметрами: математичним очікуванням $m_1 = \frac{E_s}{N}$, дисперсією $D_1 = \frac{E_s}{N}$.

Для випадку відсутності сигналу $S(if, \lambda)$ в суміші $U(if)$ маємо:

$$\mu|_{\Gamma_0} = \mu_0 = \frac{1}{N} \int_{-f_e}^{f_e} \operatorname{Re}(n(if) \cdot S^*(if, \lambda)) df. \quad (11)$$

Значення μ_0 є випадковою величиною, закон розподілу густини її ймовірності –

нормальний з відповідними параметрами: математичним очікуванням $m_0 = 0$, дисперсією $D_0 = \frac{E_s}{N}$.

Відповідно до критерію Неймана-Пірсона ап'єріорі задається необхідна вірогідність хибної тривоги p_{xm} :

$$p_{xm} = \int_h^{\infty} p_0(\mu) d\mu = 1 - \Phi\left(\frac{h}{\sqrt{\frac{E_s}{N}}}\right), \quad (12)$$

де: $\Phi(x)$ – інтеграл ймовірності.

При цьому ймовірність p_{ne} правильного виявлення сигналу $S(if, \lambda)$ знаходиться як:

$$p_{ne} = \int_h^{\infty} p_1(\mu) d\mu = 1 - \Phi\left(-\frac{h}{\sqrt{\frac{E_s}{N}}} - \sqrt{\frac{E_s}{N}}\right). \quad (13)$$

Аналіз рівнянь (12) і (13) показує, що вони співпадають з відомими рівняннями для ймовірностей p_{xm} та p_{ne} у випадку виявлення повністю відомого сигналу в часовій області [4, 6]. Тому необхідні значення порогу h та відношення сигнал/шум $\frac{E_s}{N}$ розраховуються з відомих співвідношень для часової кореляційної обробки [4, 5].

Апаратурно аналізатори спектра для дійсних сигналів визначають комплексний спектр тільки для додатних частот. Тому співвідношення (7) для дійсних сигналів $S(t, \lambda, \phi(f))$ доцільно записати в формі:

$$I_f(N) = \exp\left\{-\frac{E_s}{2N}\right\} \cdot \exp\left\{\frac{2}{N} \int_0^{f_s} \operatorname{Re}(U(if) \cdot S^*(if, \lambda)) df\right\}. \quad (14)$$

При обробці дійсних сигналів на проміжній частоті, смуга частот яких визначена як $\{f_n, f_e\}$, де $f_n > 0$ і $f_n < f_e < \infty$, рівняння (14) матиме вигляд:

$$I_f(N) = \exp\left\{-\frac{E_s}{2N}\right\} \cdot \exp\left\{\frac{2}{N} \int_{f_n}^{f_e} \operatorname{Re}(U(if) \cdot S^*(if, \lambda)) df\right\}. \quad (15)$$

Для випадків дискретно-дискретного аналізу та безперервно-дискретного аналізу сигналів у частотній області [3] співвідношення (7) та (9) матимуть вигляд відповідно (16) та (17):

$$I_f(N) = \exp\left\{-\frac{E_s}{2N}\right\} \cdot \exp\left\{\frac{1}{N} \sum_{k=-\frac{M}{2}}^{\frac{M}{2}-1} \operatorname{Re}(U(if_k) \cdot S^*(if_k, \lambda))\right\}; \quad (16)$$

$$\mu = \frac{1}{N} \sum_{k=-\frac{M}{2}}^{\frac{M}{2}-1} \operatorname{Re}(U(if_k) \cdot S^*(if_k, \lambda)) \geq \frac{E_s}{2N} + \ln h = h_1, \quad (17)$$

де: k – ціле число;

M – кількість дискретних гармонік у частотній області визначення.

Таким чином, задачу виявлення ап'єріорі частково невідомого в часовій області визначення радіосигналу при наявності адитивного шуму можливо оптимально вирішити, використовуючи аналіз прийнятої реалізації в частотно-просторовій області визначення без зниження достовірності. Основною операцією такого аналізу є визначення частотно-просторової кореляційної функції. При цьому кількісні ймовірнісні характеристики операції виявлення в частотно-просторовій області співпадають з відомими значеннями характеристик операції виявлення в часовій області для випадку ап'єріорі відомого сигналу.

ЛІТЕРАТУРА:

1. Гуткін Л.С. Проектирование радиосистем и радиоустройств. – М.: Радио и связь, 1986. – 288 с.
2. Комисаров Ю.А., Родионов С.С. Помехоустойчивость и электромагнитная совместимость радиоэлектронных средств. – Киев.: Техніка, 1978. – 208 с.
3. Ципоренко В.Г. Визначення апостеріорної імовірності радіосигналу в частотній області // Вісник ЖІТІ. – 2000. – № 13 / Технічні науки. – С. 87–91.
4. Тихонов В.И. Оптимальный приём сигналов. – М.: Радио и связь, 1983. – 320 с.
5. Гуткін Л.С. Теория оптимальных методов радиоприёма при флюктуационных помехах. – Изд. 2-е, доп. и перераб. – М.: Советское радио, 1972. – 448 с.
6. Ципоренко В.Г., Ципоренко О.Д. Виявлення радіосигналів шляхом аналізу їх спектра // Вісник ЖІТІ. – 2000. – № 15 / Технічні науки. – С. 148–151.

ЦИПОРЕНКО Валентин Григорович – кандидат технічних наук, доцент кафедри радіотехніки Житомирського інженерно-технологічного інституту.

Наукові інтереси:

– радіоелектроніка з використанням цифрової обробки сигналів.

Подано 06.06.2002