

О.М. Кубрак

МЕТОДИКА ПОРІВНЯЛЬНОЇ ОЦІНКИ МЕТОДІВ СПЕКТРАЛЬНОГО ОЦІНЮВАННЯ

(Представлено доктором фізико математичних наук, професором Білоусом Л.М.)

Розглянуто методика порівняльної оцінки методів нелінійного цифрового спектрального аналізу за трьома основними критеріями: роздільна здатність, ступінь зміщення та варіабельність оцінки. Показана можливість отримання оцінок ступенів зміщення та варіабельності за допомогою математичного оцінювання та середньо-квадратичного відхилення. Введено нові ймовірнісні характеристики.

Основними задачами пасивної радіолокації є виявлення та оцінка кутових координат та несучих частот множини джерел випромінювання радіохвиль (ДВХР). Найбільш ефективно задача виявлення та оцінок кутових координат може бути вирішена в багатоканальних за простором пристроях прийому, якими є антенні решітки (АР). Задача оцінки частот сигналів ДВРХ може бути вирішена в багатоканальних за часом пристроях прийому, якими є багатовідвідні лінії затримки (ЛЗ). Специфічною особливістю пасивної радіолокації є апріорна невизначеність про кількість, форму, параметри та статистичні властивості сигналів ДВРХ, які приймаються.

Сучасні алгоритми обробки сигналів дозволяють отримати повні дані про ситуацію в зоні дії пасивної радіолокаційної системи (ПРЛС). Синтез та аналіз різноманітних алгоритмів спектральної обробки сигналів достатньо докладно наведено в [1, 2], але в жодному з вказаних джерел немає повної узагальненої їх класифікації.

Згідно з [1] можемо представити часткову класифікацію алгоритмів нелінійного цифрового спектрального аналізу (АНЦСА).



Рис. 1

Алгоритми, представлені на рис. 1, за винятком класичних, дають змогу розділяти в межах основного пелюстка апретурної кореляційної функції АР або ЛЗ два та більше сигналів ДВРХ [1, 2, 3].

Для порівняльної оцінки наведених вище АНЦСА в [2] пропонується використовувати три критерії: роздільна здатність, ступінь зміщення оцінки та варіабельність оцінки. Перший з них – *роздільна здатність*, тобто здатність виявляти присутність двох ДВРХ однакової потужності, розташованих у близьких напрямках по простору або близьких за частотою. Вважається, що два сигнали ДВРХ розділяються, якщо у спектрі присутні два максимуми. В протилежному випадку вони нерозділені. Положення спектральних максимумів не обов'язково

повинно відповідати дійсним напрямкам або частотам ДВРХ. Тому другим критерієм є *ступінь зміщення оцінки*. У випадку, коли спостерігається одне ДВРХ, зміщення оцінки (тобто похибка визначення положення спектрального максимуму), як правило, дорівнює нулю (незміщена оцінка). Однак у випадку наявності двох та більше ДВРХ зміщення оцінки звичайно буде відмінне від нуля. Вказані два критерії оцінки спектра, як правило, суперечні. Добре розділення часто досягається за рахунок появи зміщення оцінки та навпаки. Третій критерій – *варіабельність оцінки*, тобто область значень кутових координат (частот), в межах якої положення спектрального максимуму може змінюватись.

В результаті реалізації будь-якого з вказаних вище алгоритмів маємо просторовий або частотний спектр.

Як приклад, розглянемо вираз, за яким отримують *просторовий спектр* методом Кейпона [1, 2]:

$$P(\Theta) = \frac{1}{X(\Theta)^* T \Phi^{-1} X(\Theta)}, \quad (1)$$

де $P(\Theta)$ – функція, яка характеризує розподіл потужності в залежності від кутової координати (просторовий спектр); $\hat{\Phi}$ – оцінка кореляційної матриці сигналів на виході АР, запишемо у цифровому вигляді [5]:

$$\hat{\Phi} = \|\Phi_{n,k}\| = \frac{1}{2L} \left\| \sum_{l=1}^L Y_{n,l} Y_{k,l}^* \right\|, \quad n, k = 1, \dots, N, \quad (2)$$

де L – кількість вибірок за час спостереження T ; l – номер вибірки; $Y_{n,l}(t)^T = \|y_1, y_2, y_3, \dots, y_N\|$, $l = 1 \dots L$, N – кількість елементів АР; $y_n = \sum_{m=1}^M S_m(t) + \xi(t)$ – сигнал на виході n -го елемента АР; M – кількість ДВРХ, які знаходяться в зоні огляду АР; $S_m(t) = U_m(t) e^{j\varphi_m(t)}$ – сигнал від m -го ДВРХ зі своїм законом зміни амплітуди $U_m(t)$ та фази $\varphi_m(t)$, $m = 1 \dots M$; $\xi(t)$ – внутрішній шум, який являє собою стаціонарний випадковий процес, розподілений за нормальним законом з математичним очікуванням, рівним нулю; $X(\Theta)$ – просторовий опорний вектор (вектор огляду простору) виду [5]

$$X(\Theta)^T = \|1, e^{j\Psi}, e^{j2\Psi}, e^{j3\Psi}, \dots, e^{j(N-1)\Psi}\|, \quad (3)$$

де $\Psi = \frac{2d\pi}{\lambda_c} \sin \Theta$ – різниця фаз сигналів між сусідніми елементами АР; λ_c – середня довжина

хвилі, яка визначається середньою частотою смуги пропускання приймача; d – крок АР; Θ – поточний кут огляду простору; * – знак комплексного спряження; T – знак транспонування.

Таким чином, отримавши просторові або частотні спектри за АНЦСА, необхідно провести їх порівняльний аналіз за вказаними вище критеріями. Для цього пропонується методика порівняльної оцінки методів спектрального оцінювання при математичному моделюванні обробки сигналів АНЦСА.

Насамперед вкажемо, в якому вигляді представлено вхідні дані (сигнали на виході АР або ЛЗ). В результаті математичного моделювання АР (ЛЗ) маємо дані, які отримано по R випробуванням, кожне випробування містить L вибірок за час спостереження T , кожна вибірка являє собою N миттєвих напруг на виході N елементної АР або ЛЗ відповідно до того, що оцінюється – кут чи частота. Кожна n -та миттєва напруга являє собою комплексну величину.

Оцінка кореляційної матриці Φ проводиться згідно з формулою (2) по L вибіркам, тобто по одному випробуванню.

Просторовий опорний вектор $X(\Theta)$ формується згідно з формулою (3).

Обравши для порівняння будь-які два або більше АНЦСА, та отримавши по кожному випробуванню просторові (частотні) спектри пропонується: по-перше, знайти всі їх максимуми,

селектувати їх за певним пороговим рівнем, зафіксувати значення максимумів (потужність та відповідний кут або частота). Таким чином провести R випробувань.

Якщо відома кількість сигналів ДВРХ M та її напрямки або частоти, то пропонується провести розрахунок наступних ймовірнісних характеристик:

- ймовірність правильного виявлення;
- ймовірність правильного виявлення m -го сигналу ДВРХ;
- ймовірність хибної тривоги.

Ймовірність правильного виявлення розраховується за формулою

$$P_+ = \frac{K_+}{R},$$

де K_+ – кількість випробувань, коли виявлено M сигналів ДВРХ; R – загальна кількість випробувань.

Ймовірність правильного виявлення m -го ДВРХ розраховується за формулою

$$P_m = \frac{K_m}{R}, \quad m = 1 \dots M,$$

де K_m – кількість випробувань, при яких виявлено m -й сигнал ДВРХ.

Ймовірність хибної тривоги розраховується за формулою

$$P_- = \frac{K_-}{R},$$

де K_- – кількість випробувань, коли виявлено кількість сигналів ДВРХ більшу ніж M .

Після знаходження ймовірнісних характеристик результати тих випробувань, коли виявлено більше та менше ніж M сигналів ДВРХ, виключаються. Тобто для подальшої обробки використовується K_+ випробувань.

Як перший критерій (роздільна здатність) пропонується використовувати критерій Релея, відповідно до якого два сигнали вважаються розділеними по кутових координатах або частотах, якщо просторовий або частотний спектр мають два розділені максимуми в межах істинних положень кутових координат або частот. При цьому критерієм розділення будемо вважати наявність мінімуму (провалу), рівень якого на -3 dB та більше відрізняється від максимуму. Цей нестатистичний (евристичний) критерій має відомі методичні недоліки [1, 2], але через свою простоту продовжує широко використовуватися [1, 2, 3].

Для кожного m -го сигналу обчислюється значення зміщення оцінки за формулою

$$Cm_m = Zg_m - Mx_m,$$

де Zg_m – дійсне значення кута або частоти m -го ДВРХ; Mx_m – оцінка математичного очікування кута (частоти) m -го ДВРХ, яке визначається за формулою [4]

$$\hat{Mx}_m = \frac{1}{K_+} \sum_{k=1}^{K_+} Z_{km},$$

де Z_{km} – виміряна (отримана) величина значення кута або частоти m -го ДВРХ на k -му іспиті.

Оцінку дисперсій за кожним m -им сигналом ДВРХ пропонується розраховувати двома способами: за оціненим математичним очікуванням або за дійсним значенням величини:

$$D1_m = \frac{1}{K_+ - 1} \sum_{k=1}^{K_+} \left(Z_{km} - \hat{Mx}_m \right)^2,$$

$$D2_m = \frac{1}{K_+ - 1} \sum_{k=1}^{K_+} (Z_{km} - Zg_m)^2.$$

Як критерій *варіабельності оцінки* за певних допущень пропонується використовувати значення середньоквадратичного відхилення (СКО) [1], яке визначається за формулами

$$\sigma_{1_m} = \sqrt{D1_m}; \quad \sigma_{2_m} = \sqrt{D2_m}.$$

Таким чином, у висновках можемо стверджувати, що за допомогою запропонованої методики можна провести порівняльну оцінку АНЦСА за допомогою основних трьох критеріїв: роздільна здатність, зміщення та варіабельність оцінки.

Як критерій *роздільна здатність* пропонується використати критерій Релея. При цьому достатнім є наявність мінімуму (провалу), рівень якого на -3 dB та більше відрізняється від максимумів.

Як критерій *зміщення оцінки* пропонується використовувати величину абсолютної похибки, яка знаходиться шляхом обчислення різниці істинного значення та математичного очікування оцінюваної величини.

Як критерій *варіабельності оцінки*, за певних допущень, пропонується використовувати значення середньоквадратичного відхилення, яке знаходиться як корінь квадратний з дисперсії оцінки. Причому СКВ можна знайти двома способами: через оцінку математичного очікування або дійсне значення.

ЛІТЕРАТУРА:

1. Марпл.-мл. С.Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения / Перевод с английского. – М.: Мир, 1990. – 584 с., ил.
2. ТИИЭР, сент. 19982. – Т. 70. – № 9.
3. Караваев В.В, Сазонов В.В. Статистическая теория пассивной локации. – М.: Радио и связь, 1987. – 240 с., ил.
4. Венцель Е.С. Теория вероятностей. – М.: Наука, 1969. – 576 с.
5. Ширман Я.Д., Манжос В.Н. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М.: Радио и связь, 1981. – 416 с.

КУБРАК Олександр Миколайович – ад'юнкт Житомирського військового інституту радіоелектроніки.

Наукові інтереси:

– адаптивна обробка радіолокаційних сигналів алгоритмами нелінійного цифрового спектрального аналізу.