

УДК 621.396.62

О.І. Стрелков¹, В.І. Барсов², Т.О. Стрількова², Є.І. Жилін³, В.В. Марченко⁴

¹Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків

²Українська інженерно-педагогічна академія, Харків

²Об'єднаний науково-дослідний інститут Збройних Сил, Харків

⁴СКБ радіотехнічних пристроїв Державної компанії „Топаз”, Донецьк

ПІДВИЩЕННЯ ЧАСТОТНОЇ ТОЧНОСТІ АКУСТООПТИЧНИХ ЗАСОБІВ СПЕКТРАЛЬНОГО І РАДІОЧАСТОТНОГО АНАЛІЗУ (ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНІ ДОСЛІДЖЕННЯ)

Розглянуто питання підвищення точності відліку частоти радіосигналів акустооптичного аналізатора спектра. Представлено результати експериментальних досліджень, проведених з використанням методів імітаційного моделювання, оптимальних і квазіоптимальних оцінок просторового положення оптичного сигналу у фокальній площині акустооптичного аналізатора спектра. Отримані аналітичні вирази для числових характеристик оптимальних і квазіоптимальних оцінок. Проведений порівняльний аналіз результатів теоретичних і експериментальних досліджень.

радіосигнал, оптичний сигнал, акустооптичний аналізатор спектра, просторове положення

Вступ

Реалізація концепції інформаційної війни (Information Warfare) в ході локальних збройних конфліктів останнього десятиріччя вимагає перегляду і внесення відповідних коректив в існуючі форми і методи збройної боротьби на всіх рівнях управління військами [1].

Електромагнітна дія (радіоелектронне придушення) на елементи інформаційних і телекомунікаційних систем є однією з пріоритетних задач інформаційної війни ефективність виконання якої безпосередньо визначається кількістю і якістю апріорної інформації про стан електромагнітної обстановки і радіочастотного ресурсу в районі ведення бойових дій [1 – 3].

Результати аналізу крупних локальних конфліктів свідчать про наявність стійкої тенденції до розширення кола задач вирішуваних за допомогою радіозасобів зразків озброєння і військової техніки всіх родів військ, що в сукупності з підвищенням потужності їх передавачів призводить до переважання радіочастотного ресурсу і значно ускладнює процес контролю електромагнітної обстановки в районі проведення воєнних операцій [3, 4].

У даний час широке розповсюдження при вирішенні задач контролю електромагнітної обстановки і радіочастотного ресурсу отримали акустооптичні методи спектрального аналізу радіосигналів, які на відміну від відомих фільтрових, дисперсійно-тимчасових і кореляційно-часових методів, дозволяють проводити панорамне виявлення радіосигналів і виміряти їх параметри в широкому динамічному і частотному діапазоні в реальному масштабі часу [5 – 7]. Разом з цим істотним недоліком пристроїв, що реалізують акустооптичний метод спектрального

аналізу радіосигналів, є їх відносно низька частотна точність [5, 6, 8]. Наявність цього чинника призводить до зменшення ефективності контролю радіочастотного ресурсу в умовах його переваженості і часто вимагає на практиці застосування разом з акустооптичним аналізом додаткових методів обробки радіосигналів з метою уточнення їх параметрів.

Таким чином, одним із шляхів підвищення ефективності контролю електромагнітної обстановки в умовах переобтяжених радіочастотних діапазонів є модернізація існуючих засобів радіочастотного і спектрального аналізу радіосигналів, яка направлена на підвищення їх частотної точності.

Аналіз питання

Частотна точність акустооптичного аналізатора спектра (АОАС) є важливою характеристикою, що визначає його клас точності, як пристрою вимірювання параметрів радіосигналів (РС). У свою чергу частотна точність пристроїв спектрального і частотного аналізу характеризується точністю відліку частоти РС і їх роздільною здатністю, які залежать від фізичних процесів, що лежать в основі отримання інформації про спектральний склад радіосигналів, і технологічні особливості приладів, що їх реалізують [8].

В основу отримання інформації про спектральний склад РС в АОАС покладені принципи дифракційного розсіяння когерентного світлового випромінювання на акустичних хвилях, які детально описані в [5 – 7]. Носієм інформації про спектральний склад РС є світлова хвиля, характеристики якої модулюються в результаті її взаємодії з акустичною хвилею, в акустооптичному модуляторі (АОМ) [5]. У цьому випадку визначення просторового положення енергетичної апаратної функції у фокальній площині,

параметри якої визначаються дифракційними властивостями оптичної системи АОАС, еквівалентно отриманню оцінки несучої частоти або частотних складових спектра зареєстрованого радіосигналу ($x_0 \sim \omega_0$). Таким чином, оцінка параметрів РС може бути зведена до оцінки просторового положення енергетичної апаратної функції акустооптичного перетворювача (АОП) у фокальній площині АОАС, точність отримання якої і визначає частотну точність пристрою в цілому ($\Delta\omega \sim \Delta d$) [5, 6].

Застосування критерію Релея дозволяє розрахувати роздільну здатність акустооптичного аналізатора спектра, яка для апаратної функції вигляду $f(x) = \text{sinc}(x - x_0)$ буде визначатися виразами [5, 7]

$$\Delta\theta = \lambda D^{-1}, \quad \Delta d = \lambda F D^{-1}, \quad (1)$$

де $\Delta\theta$, Δd – дифракційна межа розділення в кутовий і лінійній мірі; λ – довжина хвилі оптичного випромінювання; F – фокусна відстань оптичної системи; D – розмір апертури.

Зчитування світлового розподілу виходу здійснюється багатоелементним фотоприймачем, де положення апаратної функції визначається в полі реєструючого елемента фотоприймача і відповідає значенням енергетичного спектра радіосигналу у вибраних точках дискретизації. Інтервал просторової дискретизації, як правило, вибирають, виходячи з умови дифракційного розділення оптичної системи АОАС у відповідності з (1), і на практиці складає $d \approx \Delta d$ або $d \approx \Delta d \cdot 5 \dots 10$ [7]. Застосування такого підходу при проектуванні оптичних систем АОАС обумовлює взаємозв'язок роздільної здатності АОАС і точності відліку частоти радіосигналу, як параметрів, що визначають частотну точність приладу в цілому. Відносну похибку відліку частоти можна визначити, як обернено пропорційну середньоквадратичному відхиленню оцінки параметра і лінійному розміру дифракційної плями (апаратної функції по рівню перших нулів)

$$\delta_x = 1/\sigma_x \sim \Delta d. \quad (2)$$

Більш детальний аналіз питання про роздільну здатність і точність відліку частоти, проведений у [9], показує, що вживаний критерій Релея орієнтований, по суті, на якісні спостереження, а величина розрізнення приладу, отримана на підставі такого визначення, виявляється невірною для широкого класу фінітних сигналів.

Невідповідність релеївського поняття роздільної здатності результатам експериментів дозволяє констатувати наявність потенційної можливості поліпшення частотної точності АОАС. Результати ряду експериментальних і теоретичних досліджень [10 – 13] показують, що роздільна здатність і точність відліку частоти обмежуються не протяжністю спектра апаратної функції приладу, а лише флуктуаційною (квантовою) межею вимірювань.

Теоретична основа досліджень

В основу експериментальних досліджень встановлена математична модель оптичних сигналів у фокальній площині АОАС [14, 15] і алгоритм оптимальної оцінки параметрів просторового положення апаратної функції АОАС, отриманий у [16].

Запропонована в [14, 15] математична модель дозволяє описати структуру оптичного сигналу АОАС у фокальній площині АОП з урахуванням хвильової і корпускулярної структури оптичного випромінювання. З цієї позиції апаратна функція може бути уявлена, як просторовий розподіл інтенсивності оптичного сигналу $E(x)$ у фокальній площині (рис. 1, а), записаний у вигляді пропорційності

$$E(x) \sim E_0 \text{sinc}(a \cdot (x - x_0)), \quad (3)$$

де E_0 – амплітуда електричної складової в точці $x - x_0$; a – розмірний коефіцієнт пропорційності, що враховує параметри оптичної системи і АОП.

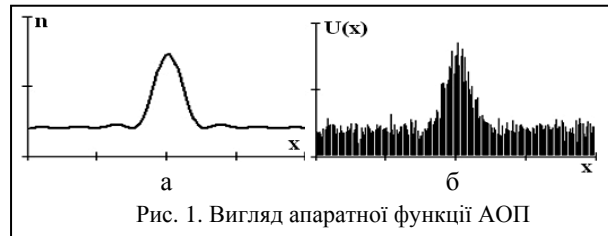


Рис. 1. Вигляд апаратної функції АОП

З другого боку, вираз (3) можна записати у вигляді, пропорційному квадрату модуля амплітуди електричної складової світлової хвилі

$$\bar{n}_s(x) = \bar{n}_0 |\text{sinc}(a \cdot (x - x_0))|^2 \sim |E(x)|^2. \quad (4)$$

Представляючи роботу фотокатода, як роботу з перетворення випадкового потоку квантів в потік носіїв заряду n_s з середнім \bar{n}_s і реалізацією U (рис. 1, б) та вважаючи, що потік носіїв заряду підкоряється закону розподілу Пуассона, запишемо для ймовірності появи $n_i(x_{i-1} - x_i)$ носіїв в i -му елементі розділення розміром Δx за час T_H

$$P_s(n_i) = \left(\frac{\bar{n}_1^{n_i}}{n_i!} \right) \cdot e^{-\bar{n}_1}, \quad (5)$$

з середнім \bar{n}_1 і дисперсією $\sigma_1^2 = \bar{n}_1$.

Аналогічно (5) буде вірний вираз і для перешкоди, що входить до адитивної суміші „сигнал + перешкода”, який з урахуванням просторової стаціонарності $\bar{n}_p - \text{const}$, $\sigma_p^2 = \bar{n}_p$ запишемо

$$P_p(n) = \left(\frac{\bar{n}_p^n}{n!} \right) \cdot e^{-\bar{n}_p}. \quad (6)$$

Вирази для багатовимірної щільності ймовірності можуть бути отримані з урахуванням (5) і (6) для випадку відсутності та наявності сигналу відповідно

$$P_p(n_1 \dots n_i \dots n_m; \Delta x_1 \dots \Delta x_i \dots \Delta x_m) = \prod_{i=1}^m \frac{(\bar{n}_p T_H \Delta x_i)^{n_i}}{n_i!} e^{-(\bar{n}_p T_H \Delta x_i)}; \quad (7)$$

$$P_{sp}(n_1 \dots n_i \dots n_m; \Delta x_1 \dots \Delta x_i \dots \Delta x_m) = \prod_{i=1}^m \frac{((\bar{n}_i + \bar{n}_p) T_H \Delta x_i)^{n_i} e^{-(\bar{n}_i + \bar{n}_p) T_H \Delta x_i}}{n_i!} \quad (8)$$

Згідно з [17, 18] оптимальна оцінка параметра може бути знайдена за критерієм максимуму відношення правдоподібності, де відношення правдоподібності, з урахуванням (7), (8), має вигляд

$$L = \frac{\prod_{i=1}^m P_{sp}(n_i; \Delta x_i)}{\prod_{i=1}^m P_p(n_i; \Delta x_i)} = \frac{\prod_{i=1}^m ((\bar{n}_i + \bar{n}_p) T_H \Delta x_i)^{n_i} e^{-(\bar{n}_i + \bar{n}_p) T_H \Delta x_i}}{\prod_{i=1}^m (\bar{n}_p T_H \Delta x_i)^{n_i} e^{-\bar{n}_p T_H \Delta x_i}} \quad (9)$$

І для випадку $\bar{n}_i / \bar{n}_p \ll 1$ можна записати, виконавши логарифмування виразу (9)

$$\ln L = (\bar{n}_o / \bar{n}_p) Y(\epsilon_o) - W_s, \quad (10)$$

де для зручності введені позначення

$$Y(\epsilon_o) = \sum_{i=1}^m n_i |\text{sinc}(a \cdot (x - x_o))|^2, \quad (11)$$

при $\epsilon_o = \Delta x_1, \dots, \Delta x_i, \dots, \Delta x_m$;

$$W_s = \sum_{i=1}^m \bar{n}_o |\text{sinc}(a \cdot (x - x_o))|^2 \Delta x T_H. \quad (12)$$

З (11), (12) очевидно, що достатньою статистикою логарифма відношення правдоподібності є

$$S(L) = \sum_{i=1}^m n_i |\text{sinc}(a \cdot (x - x_o))|^2 \quad (13)$$

або для випадку просторово безперервної реєстрації оптичного сигналу

$$S(L) = \int_0^{x_{\max}} U(x) |\text{sinc}(a \cdot (x - x_o))|^2 dx, \quad (14)$$

де $U(x)$ - прийнята реалізація.

З урахуванням вищевикладеного оптимальна оцінка може бути отримана з умов

$$\epsilon_{o, \text{opt}} = \arg \max \ln L \quad \text{і} \quad \frac{\partial}{\partial x_o} S(L) = 0,$$

звідки для величини відношення сигнал/шум (с/ш) більш одиниці запишемо

$$\frac{\partial}{\partial x_o} S(L) = \int_0^{x_{\max}} U(x) \cdot Z_{\text{opt}}(x - x_o) dx, \quad (15)$$

де $Z_{\text{opt}}(x - x_o) = 2a \cdot \text{sinc}(a \cdot (x - x_o)) \times$

$$\times \left[\frac{\text{sinc}(a \cdot (x - x_o)) - \cos a(x - x_o)}{a(x - x_o)} \right]. \quad (16)$$

Таким чином, виходячи з (15), (16), видно, що процедура пошуку оптимальної оцінки подібна кореляційній обробці реалізації, що приймається, з використанням строга (16) (рис. 2).

Експериментальні дослідження

Основу імітаційного моделювання склав імовірнісний (статистичний) опис досліджуваного явища (операції), реалізований у вигляді обчислювальних алгоритмів, що синтезують ансамбль реалізацій і



Рис. 2. Оптимальний строб

імітують його обробку відповідно до викладеної вище математичної моделі. До імітаційної моделі ставилися такі вимоги [19]: структура системи, що описується моделлю, як правило, не повинна деталізуватися до кожного компонента; найменшими одиницями системи, що розглядаються в таких моделях, повинні бути крупні множини найважливіших компонентів; характеристики відповідних систем доцільно представляти в найбільш стислій, згорнутій формі.

Спираючись на вищеперелічені принципи, була створена імітаційна модель статистичної обробки оптичних сигналів АОАС, функціональна схема якої представлена на рис. 3.

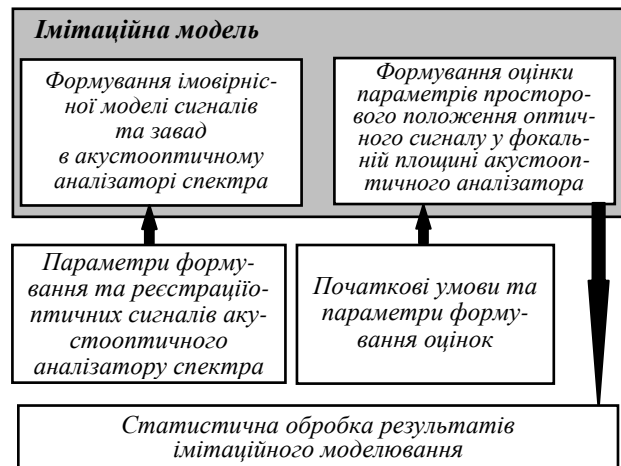
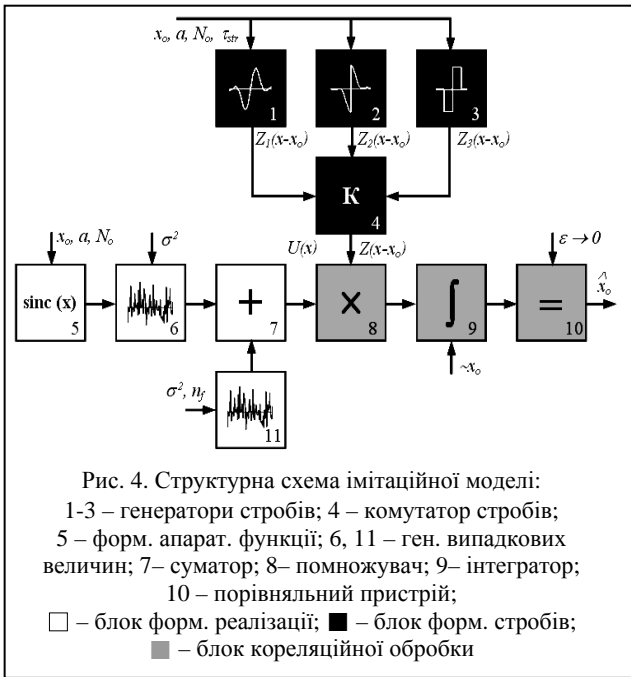


Рис. 3. Функціональна схема імітаційної моделі

Відповідно до приведеної схеми (рис. 3) імітаційної моделі, можна виділити об'єкт, предмет та мету моделювання. Об'єктом моделювання є АОАС, предметом – процес статистичної обробки оптичних сигналів АОАС. Мета моделювання – перевірка працездатності запропонованого методу оцінки параметрів просторового положення апаратної функції АОП, при використанні оптимального та квазіоптимальних стробів. Згідно з розглянутою схемою (рис. 3) імітаційної моделі для моделювання світлового потоку, а також імітації його обробки в АОАС, було розроблено спеціальне програмне забезпечення, в основу якого лягли принципи процедурного програмування. Програма створювалася в спеціалізованому об'єктно-орієнтованому середовищі розробки прикладного програмного забезпечення Borland Delphi 7 операційної системи Windows XP.

Створена програма дозволила реалізувати на ЕОМ імітаційну модель, структурна схема якої зображена на рис. 4.



У процесі моделювання проводилися дослідження якості оцінки параметра просторового положення апаратної функції АОАС при застосуванні оптимального строба (16) і ряду квазіоптимальних стробів, аналітичні вирази для яких були отримані емпірично, а саме: строба, що відповідає функції вигляду $f(x) = \text{sinc}(x - x_0)$ і інвертованого в точці x_0 :

$$Z'(x - x_0) = \begin{cases} x > x_0, & \bar{n}_0 |\sin c(a \cdot (x - x_0))|^2; \\ x < x_0, & -(\bar{n}_0 |\sin c(a \cdot (x - x_0))|^2), \end{cases} \quad (17)$$

прямокутного двуполярного строба кінцевої тривалості

$$Z''(x - x_0) = \begin{cases} x_0 - l_{str} > x > x_0, & \bar{n}_0 \\ x_0 > x > x_0 + l_{str}, & -\bar{n}_0 \end{cases} \quad (18)$$

і необмеженого прямокутного двуполярного строба

$$Z'''(x - x_0) = \begin{cases} x > x_0, & \bar{n}_0; \\ x < x_0, & -\bar{n}_0. \end{cases} \quad (19)$$

Вигляд квазіоптимальних стробів, що моделювалися зображені на рис. 5 – 7.

Перевірка адекватності імітаційної моделі математичної проводилася з використанням критерію Колмогорова. Результати перевірки показали, що гіпотезу про пуасонівський розподіл випадкової величини, що генерується, можна вважати правдоподібною і сумісною з дослідними даними, а результат моделювання реалізації апаратної функції у фокальній площині АОАС адекватно відображає процеси формування, перетворення і реєстрації світлового потоку в реальних пристроях-прототипах.

Аналізягочнісниххарактеристика

Одержані оцінки параметра випадкової величини можуть бути охарактеризовані точністю їх отримання, а саме величиною їх дисперсії.

Для отримання дисперсії оцінок при застосуванні деяких видів стробів скористаємось методи-

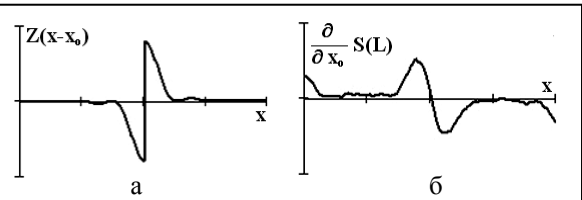


Рис. 5. Квазіоптимальний строб $\text{sinc}(x)$ (17)

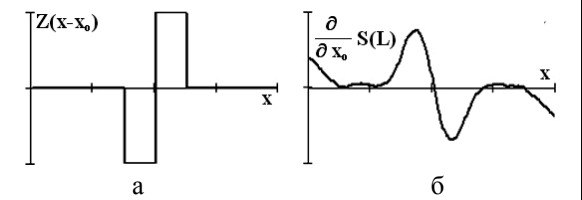


Рис. 6. Квазіоптимальний прямокутний строб (18)

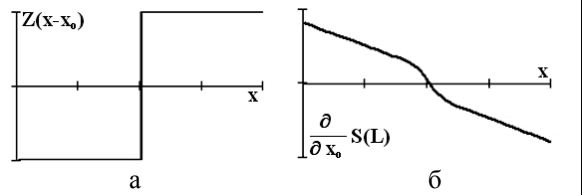


Рис. 7. Квазіоптимальний прямокутний строб (19)

кою, що викладена в [15]. Оскільки всі строби, що розглядалися, мають двополярну структуру, то в загальному випадку методика, що розглядається, буде вірною для них всіх. При інтегруванні сигналу (15) за стробом змінного знака (16) - (19) інтеграл по всьому стробу можна замінити сумою двох інтегралів

$$I = I_1 + I_2, \quad (20)$$

де інтеграли I_1 та I_2 в (20) представимо у вигляді

$$I_1 = \int_{x_0 - \tau_{str}}^{x_0} Z(x - x_0) U(x) dx; \quad (21)$$

$$I_2 = \int_{x_0}^{x_0 + \tau_{str}} Z(x - x_0) U(x) dx. \quad (22)$$

З другого боку інтеграли (21) і (22) можна також записати, як суму інтегралів, що описують поведінку сигнальної і завадової складових потоку носіїв заряду фотоприймача

$$I_1 = A_1 + B_1, \quad I_2 = A_2 + B_2, \quad (23)$$

де в (24) A_i і B_i відповідають інтегралам по стробу вигляду

$$A_i = \int_{\tau_{str}} U_s(x) dx \quad \text{и} \quad B_i = \int_{\tau_{str}} U_p(x) dx. \quad (24)$$

Позначивши похибку в оцінці параметру x_0 , як

$$\epsilon = |x_0 - \hat{x}_0|, \quad (25)$$

знайдемо дисперсію оцінки \hat{x}_0 з урахуванням (21), (24)

$$\sigma_\epsilon^2 = 2\sigma^2 \left[\frac{A_1}{2\bar{n}_0} \right] + 2\sigma^2 \left[\frac{B_1}{2\bar{n}_0} \right], \quad (26)$$

звідки при

$$\sigma^2 \left[\frac{A_1}{2\bar{p}_o} \right] = \frac{\delta\omega^2}{3\bar{p}_s\omega}, \quad (27)$$

остаточно отримаємо

$$\sigma_\varepsilon^2 = \frac{\delta\omega^2}{3W_s} + \frac{\tau_{str}}{W_s} \cdot \frac{\bar{p}_p}{\bar{p}_s}, \quad (28)$$

де

$$W_s = \begin{cases} \bar{p}_s \tau_{str}; & \tau_{str} \leq \delta\omega; \\ \bar{p}_s \delta\omega; & \tau_{str} > \delta\omega. \end{cases} \quad (29)$$

Обговорення результатів

У рамках експериментальних досліджень був змодельований процес формування, обробки і реєстрації світлового потоку АОАС, а також процес його статистичної обробки. В ході проведення імітаційного моделювання були отримані оцінки параметра просторового положення апаратної функції АОАС у фокальній площині при застосуванні оптимального і квазіоптимальних стробів, числові характеристики отриманих оцінок.

Аналіз отриманих результатів підтвердив припущення про можливість отримання оцінки просторового положення апаратної функції АОАС з точністю вище за релєвську межу розділення. При цьому, як і слід було чекати, оптимальні оцінки, в сенсі якнайменшої дисперсії, були отримані при використанні строба (16) (рис. 2). Таким чином, результати моделювання підтверджують отримані раніше результати теоретичних досліджень, а саме можливість отримання оцінок частоти радіосигналів в АОАС з більш високою точністю і працездатність запропонованого методу оцінки параметрів просторового положення апаратної функції АОП. Слід відзначити задовільний збіг результатів експериментальних досліджень з теоретичними розрахунками, а розбіжність результатів експерименту з розрахунковими значеннями, що складають величину порядку 3%, може бути віднесена до погрешностей,

викликаних статистичними чинниками.

У багатьох випадках, для практичного використання викликає інтерес застосування квазіоптимальних алгоритмів обробки сигналу, якість оцінок при застосуванні деяких квазіоптимальних стробів проаналізуємо нижче на прикладі отриманих результатів імітаційного моделювання. На рис. 8 наведено експериментально отриману залежність дисперсії оцінки при використанні прямокутного двополярного строба кінцевої тривалості.

При фіксованому розмірі дифракційної плями спостерігається мінімум дисперсії оцінки (рис. 8, а). Наявність такого мінімуму припадає на точку збігу тривалості строба з розмірами дифракційної плями. Розузгодження параметрів строба з параметрами апаратної функції АОП приводить до збільшення (стабілізації при високому відношенні с/ш) величини дисперсії оцінки. Така поведінка оцінки добре пояснюється тим, що зменшення тривалості строба призводить до зростання дисперсії унаслідок втрати енергії сигналу за межами строба. У випадку ж коли розміри строба перебільшують розмір дифракційної плями, основний внесок в збільшення дисперсії оцінки вносить перешкодова складова адитивної суміші „сигнал + перешкода”. Проте, при великій величині відношення с/ш збільшення розмірів строба по відношенню до оптимально злагоджених не призводить до зростання дисперсії у зв'язку з незначним внеском перешкод відносно амплітуди сигналу (рис. 8, а).

Спостереження залежності точності оцінки від тривалості строба при фіксованій величині відношення с/ш (рис. 8, б) схоже, по наявності мінімуму дисперсії, що відповідає оптимальній узгодженості параметрів строба, з розглянутою раніше залежністю (рис. 8.а.). Як видно з графіка (рис. 8, б), максимальна точність отримання оцінки практично не залежить від лінійних розмірів апаратної функції по рівню перших нулів, за умови оптимального вибору розмірів строба.

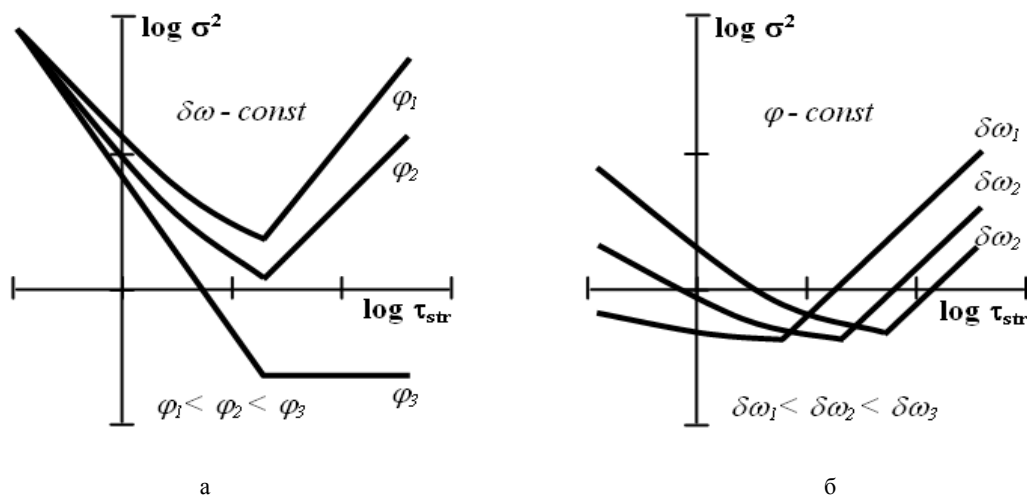
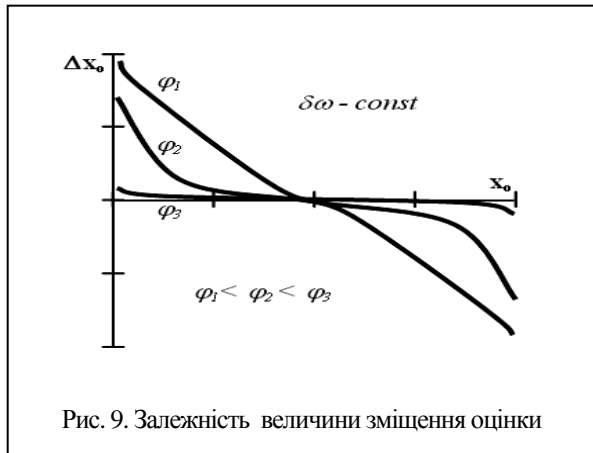


Рис. 8. Залежність дисперсії оцінки просторового положення апаратної функції АОП

Другою важливою характеристикою, яка кількісно визначає якість (точність) оцінки параметра, є її зміщення.

На рис. 9 представлена експериментально отримана залежність величини зміщення оцінки Δx_0 від положення центру апаратної функції АОП x_0 у фокальній площині АОАС, при використанні двополярного прямокутного строба необмеженої тривалості.



Як видно з рисунка, застосування такого строба призводить до наявності зміщення оцінки у разі відхилення в положенні апаратної функції від геометричного центру фотоприймача у фокальній площині. При цьому спостерігається зростання зміщення оцінки у міру наближення положення величини параметра x_0 до країв фотокатода, тим більше, чим менше відношення с/ш. Проте зсув оцінки у разі великих значень відношення с/ш може бути легке усунено, оскільки носить систематичний характер і лінійний в більшій частині площини фотокатода.

Висновки та зауваження

Аналіз результатів проведених експериментальних і теоретичних досліджень дозволяє зробити висновки на підтвердження можливості підвищення частотної точності АОАС і працездатності запропонованого методу оцінки параметрів просторового положення апаратної функції АОП.

Дійсно, як показало імітаційне моделювання точність визначення просторового положення апаратної функції АОП практично не залежить від її лінійних розмірів (розмірів дифракційної плями розсіяння) і визначається величиною відношення с/ш, за умови оптимальної (квазіоптимальної) обробки прийнятої реалізації.

Дані результати добре узгоджуються з результатами ряду інших досліджень [10 – 13], підтверджують положення, отримані в ході математичного моделювання і не суперечать основним положенням теорії статистичної обробки сигналів.

Список літератури

1. Толубко В.Б., Жук С.Я., Косевцев В.О. Концептуальні основи інформаційної безпеки України // Наука і оборона. – 2004. – № 2. – С. 19-25.
2. Гриняев С.В. Взгляды военных экспертов США на ведение информационного противоборства // Зарубежное военное обозрение. – 2001. – № 8. – С. 10-12.
3. Ефимов Ю.В., Кузусев А.И., Шакин Д.Н. Система радиоэлектронной борьбы Военно-Морского Флота и направления развития ее отдельных элементов // Военная мысль. – 2005. – № 10. – С. 23-26.
4. Ушань М.П., Пшеничников Д.О. Сучасні тенденції інформаційного забезпечення бойового застосування ударної авіації // Наука і оборона. – 2002. – № 3. – С. 36-39.
5. Купченко Л.Ф. Акустооптические методы обработки сигналов. – Х.: ХВВКУ, 1980. – 96 с.
6. Магдич Л.М., Молчанов В.Я. Акустооптические устройства и их применение. – М.: Сов. радио, 1978. – 112 с.
7. Гусев О.Е., Кулаков С.В., Разживин Б.П., Тигин Д.В. Оптическая обработка радиосигналов в реальном времени. – М.: Радио и связь, 1989. – 136 с.
8. Мартынов В.А., Селихов Ю.И. Панорамные приемники и анализаторы спектра / Под ред. Заварина Г.Д. – 2-е изд. перераб. и доп. – М.: Сов. радио, 1980. – 352 с.
9. Хургин Я.И., Яковлев В.П. Фinitные функции в физике и технике. – М.: Наука, 1971. – 408 с.
10. Раутман С.Г. Реальные спектральные приборы // УФИ, XVI, 1955, Вып. 3.
11. Рытов С.М. Введение в статистическую радиофизику. – М.: Наука, 1968. – 240 с.
12. Судаков В.Н., Халфин Л.А. Статистический подход к корректности задач математической физики. ДАН СССР. – № 5. – 1964. – С. 1058-1064.
13. Горелик Г.С. Некоторые микрофазометрические методы в радиофизике и оптике // Измерительная техника. – 1955. – № 3. – С. 10-19.
14. Стрелков А.И., Стрелкова Т.А., Лытюга А.П., Коротков В.В. Алгоритмы обнаружения сигналов в акустооптических анализаторах спектра // Радиотехника: Всеукр. Межвед. научн.-техн. сб. – Х.: ХНУРЭ, 2006. – Вып. 131. – С. 3-11.
15. Стрелков А.И., Можжаев А.А., Марченко В.В. Повышение точности определения частоты в акустооптическом анализаторе спектра // Системы обработки информации. – Х.: ХВУ, 2003. – Вып. 4. – С. 73-81.
16. Стрелков А.И., Жилин Е.И., Лытюга А.П., Марченко В.В. Оптимизация процесса измерения частоты радиосигнала с учетом вида апаратной функции акустооптического анализатора спектра // Системы обработки информации. – Х.: ХУПС, 2006. – Вып. 8 (57). – С. 93-95.
17. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. – М.: Радио и связь, 1989. – 656 с.
18. Фалькович С.Е. Оценка параметров сигнала. – М.: Сов. радио, 1970. – 336 с.
19. Вероятностные модели случайных сигналов и полей: Конспект лекций. Ч. I. – Х.: ХТУРЭ, 1994. – 148 с.

Надійшла в редколегію 13.10.2006

Рецензент: д-р техн. наук, проф. В.І. Карпенко, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.