РАДІОТЕХНІКА ТА ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЇ

УДК 621.396.96

С.В. Ковбасюк
Житомирський військовий інститут радіоелектроніки

РОЗРОБКА АЛГОРИТМУ РОЗРАХУНКУ ОЦІНОК ПАРАМЕТРІВ БАГАТОВИМІРНИХ ОБ'ЄКТІВ ЗА РЕЗУЛЬТАТАМИ ОДИНИЧНИХ ВИМІРЮВАНЬ

Розроблений алгоритм оцінювання параметрів об'ємно-розподілених об'єктів, заснований на лінійно-регресійному аналізі. Наведені результати математичного моделювання.

Задачею супроводження космічних об'єктів за допомогою радіолокаційних станцій (РЛС) є отримання координат цілей з подальшою оцінкою параметрів орбіт, їх класифікацією і т.д. Більшість з алгоритмів обробки радіолокаційної інформації (РЛІ), які застосовуються на практиці, розроблені з припущенням, що об'єкт, який супроводжується, є точковою ціллю, тобто відбитий сигнал приходить від одного елементарного просторового об'єму роздільності РЛС. Однак це не завжди відповідає дійсності. У навколоземному просторі знаходиться досить велика кількість розподілених (або об'ємно-розподілених) об'єктів природного і штучного походження, таких як авроральні області, хмари дипольних відбивачів. Орбітальні станції та космічні кораблі багаторазового використання також є для РЛС багатовимірними об'єктами. Таким чином, розробка алгоритмів обробки РЛІ для розподілених об'єктів є актуальною.

Метою статті є аналіз відомих і розробка нового алгоритму розрахунку оцінок параметрів багатовимірних об'єктів за результатами одиничних вимірювань.

У випадку спостереження об'ємно-розподілених цілей (ОРЦ) оцінюванню підлягають дві складові: загальногрупова координата (ЗГК), що характеризує просторовий центр об'єкта, і загальногрупові параметри (ЗГП), що характеризують розміри і орієнтацію цілі.

Один з відомих методів розрахунку оцінок параметрів багатовимірних об'єктів – метод моментів – описаний в [1]. Оцінки ЗГК і ЗГП в цьому випадку визначаються як нормовані моменти вигляду:

$$\hat{\mu}_{1v} = \frac{\sum\limits_{n,l,q=1}^{N,L,Q} V_{n,l,q} Y_{n,l,q} Y^{*}_{n,l,q}}{\sum\limits_{n,l,q=1}^{N,L,Q} Y_{n,l,q} Y^{*}_{n,l,q}};$$

$$\hat{\mu}_{2v} = \frac{\sum\limits_{n,l,q=1}^{N,L,Q} V_{n,l,q} V^{T}_{n,l,q} Y_{n,l,q} Y^{*}_{n,l,q}}{\sum\limits_{n,l,q=1}^{N,L,Q} Y_{n,l,q} Y^{*}_{n,l,q}} - \hat{\mu}_{1v} \hat{\mu}^{T}_{1v},$$

де $\hat{\mu}_{1v}$ – вектор оцінки ЗГК; $\hat{\mu}_{2v}$ – матриця оцінок ЗГП; $V_{n,l,q} = \left| r_n \varepsilon_l \beta_q \right|^T$ – значення просторових координат, що вимірюються в *n, l, q*-му об'ємі роздільності; $Y_{n,l,q}$ – потужність відбитого сигналу в *n, l, q*-му елементі роздільності.

Розглянутий вище метод має ряд недоліків.

Як показано в [2], оцінки, знайдені за допомогою методу моментів, з точки зору ефективності, не є найкращими (тобто мають не найменшу можливу дисперсію). Крім того, коли розміри цілі більші еквівалентного розміру роздільності РЛС за відповідною координатою менше, ніж на порядок, помилки оцінок стають зміщеними.

Метод моментів не враховує закон розподілу потужності сигналу від об'єкта по простору. Просторовий розподіл сигналу може бути описаний одним з відомих багатовимірних законів.

Будемо вважати, що в першому наближенні це – нормальний закон. Для цього випадку проаналізуємо інший підхід щодо оцінки параметрів розподіленої цілі за результатами одиничних вимірювань.

Розглянемо вимірювальну матрицю, елементами якої є значення густини розподілу потужності відбитого сигналу в об'ємах роздільності при зондуванні простору. У випадку, якщо в області зондування розташована ОРЦ, елементи якої розподілені згідно із законом Гаусса, густина розподілу потужності на n-ому елементі вимірювальної матриці описується виразом:

$$P_n = \frac{1}{\left(\sqrt{2\pi}\right)^m \sqrt{det\,\Phi}} * exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\overline{X}_n - \overline{X}\right)^T \Phi^{-1}\left(\overline{X}_n - \overline{X}\right)\right\}, \qquad (1)$$

де $\overline{X}_n = \left|r_n \varepsilon_n \beta_n\right|^T$ – координати n-ого елемента вимірювальної матриці; $\overline{X} = \left|r\varepsilon\beta\right|^T$ – координати центра маси об'єкта, що супроводжується; Φ – кореляційна матриця помилок вимірювання вектора $\overline{X}_n$, що характеризує розміри і орієнтацію ОРЦ.

Для оцінки параметрів розподілу використаємо метод найменших квадратів, при якому вимога найкращого узгодження розрахункового і виміряного розподілу зводиться до мінімізації виразу:

$$S = \sum_{n=1}^{N}\left(P_n^* - P_n\right)^2 = min, \qquad (2)$$

де P_n^* – виміряна щільність потужності сигналу на n-ому елементі просторової матриці.

Мінімізація виразу (2) призводить до системи нелінійних рівнянь, що утруднює отримання чисельного результату. Для деяких класів нелінійної залежності можна знайти перетворення, що переводить нелінійну залежність в лінійну. У випадку, що розглядається, це можна здійснити шляхом використання в (2) замість розрахункових і виміряних значень густини розподілу потужності їх логарифмів:

$$S^* = \sum_{n=1}^{N}(ln\,P_n^* - ln\,P_n)^2 = min, \qquad (3)$$

що узгоджується з використанням на практиці в РЛС логарифмічних підсилювачів в приймальних пристроях.

Скористаємося можливістю зведення задачі визначення параметрів нормального закону до лінійного (відносно коефіцієнтів) регресійного аналізу [3, 4]. Для цього перетворюємо вираз (1) до вигляду:

$$P_n = exp\{a_1 + a_2 r_n + a_3 \varepsilon_n + a_4 \beta_n + a_5 r_n \varepsilon_n + a_6 r_n \beta_n + \\ + a_7 \varepsilon_n \beta_n + a_8 r_n^2 + a_9 \varepsilon_n^2 + a_{10} \beta_n^2\}, \qquad (4)$$

де

$$a_1 = \ln p_0 - \left\{\frac{r^2}{2}\psi_{11} + \frac{\varepsilon^2}{2}\psi_{22} + \frac{\beta^2}{2}\psi_{33} + r\varepsilon\,\psi_{12} + r\beta\,\psi_{13} + \varepsilon\beta\,\psi_{23}\right\};$$

$$a_2 = r\psi_{11} + \varepsilon\psi_{12} + \beta\psi_{13};$$

$$a_3 = r\psi_{21} + \varepsilon\psi_{22} + \beta\psi_{23};$$

$$a_4 = r\psi_{31} + \varepsilon\psi_{32} + \beta\psi_{33};$$

$$a_5 = -\psi_{12}; \qquad a_6 = -\psi_{13}; \qquad a_7 = -\psi_{23};$$

$$a_8 = -\frac{1}{2}\psi_{11}; \qquad a_9 = -\frac{1}{2}\psi_{22}; \qquad a_{10} = -\frac{1}{2}\psi_{33};$$

$$p_0 = \frac{1}{\left(\sqrt{2\pi}\right)^m \sqrt{det\,\Phi}};$$

ψ_{ij} – елементи матриці Φ^{-1}.

Взявши частинні похідні виразів (3), (4) по коефіцієнтах a_i, $i = 1, \ldots, 10$, та прирівнявши їх до нуля, отримаємо систему з десяти лінійних рівнянь вигляду:

$$\boldsymbol{A}^{-1} = \boldsymbol{B}^{-1}\boldsymbol{X}, \qquad (5)$$

де $\boldsymbol{A}$ – матриця-стовпець коефіцієнтів; $\boldsymbol{C}$ – матриця-стовпець спостережень; $\boldsymbol{B}$ – інформаційна матриця Фішера.

Розв'язавши систему рівнянь (5) відносно коефіцієнтів, з виразу (4) визначимо оптимальні, в значенні критерію (3), параметри гауссової густини розподілу потужності:

$$\psi_{11} = -2\,a_8; \qquad \psi_{22} = -2\,a_9; \qquad \psi_{33} = -2\,a_{10};$$

$$\psi_{12} = -a_5; \qquad \psi_{13} = -a_6; \qquad \psi_{23} = -a_7;$$

$$r = \psi_{11}a_2 + \psi_{12}a_3 + \psi_{13}a_4;$$
$$\varepsilon = \psi_{21}a_2 + \psi_{22}a_3 + \psi_{23}a_4;$$
$$\beta = \psi_{13}a_2 + \psi_{32}a_3 + \psi_{33}a_4;$$
$$p_0 = exp\left\{a_1 + \frac{r^2}{2}\psi_{11} + \frac{\varepsilon^2}{2}\psi_{22} + \frac{\beta^2}{2}\psi_{33} + r\varepsilon\,\psi_{12} + r\beta\,\psi_{13} + \varepsilon\beta\,\psi_{23}\right\}. \qquad (6)$$

Таким чином, вирази (6) дозволяють отримати оцінку шуканих параметрів розподілу перевипроміненого від ОРЦ сигналу РЛС за інформацією вимірювальної матриці.

Для визначення кореляційних матриць помилок поточних вимірювань центра і розмірів ОРЦ оцінимо точнісні характеристики розрахованих параметрів цілі. Щодо задачі, що вирішується, кореляційну матрицю помилок оцінювання параметрів об'єкта можна визначити як [5]:

$$\boldsymbol{R} = \boldsymbol{F}\boldsymbol{R}_{\bar{a}}\,\boldsymbol{F}^{*}, \qquad \boldsymbol{F} = \left\{\frac{\partial y_j}{\partial a_i}\right\}\,{}_{i=1}^{n},\ {}_{j=1}^{m},$$

де $\boldsymbol{F}$ – матриця Якобі; $\bar{a}$ – вектор коефіцієнтів лінійної регресії; $\overline{Y} = \left|p_0\, r\varepsilon\beta\, \psi_{11}\psi_{12}\psi_{13}\psi_{22}\psi_{23}\psi_{33}\right|^T$.

Кореляційна матриця $\boldsymbol{R}_{\bar{a}}$ характеризує статистичні властивості параметрів регресійної моделі загалом і визначається через матрицю, зворотну інформаційній матриці Фішера, і оцінку дисперсії експерименту, у випадку, що розглядається, – інструментальної дисперсії вимірювання потужності сигналу:

$$\boldsymbol{R}_{\bar{a}} = Cov\left(\bar{a}, \bar{a}^T\right) = \sigma^2_{изм}\boldsymbol{B}^{-1}.$$

За результатами математичного моделювання ефективність розробленого методу порівнювалась з відомим методом моментів. Результати моделювання представлені на рис. 1 та рис. 2, де зображені значення об'ємів довірчих еліпсоїдів для ЗГК V_1 і ЗГП V_2 відповідно в залежності від довірчої імовірності p. Суцільною кривою показані результати розрахунків для відомого методу моментів, штриховою – для розробленого методу лінійно-регресійного аналізу.

Проаналізувавши наведену залежність, можна відмітити наступне. Оцінки ЗГК, що отримуються відомим методом, мають більш високу точність. Це пояснюється тим, що обробці підлягала реалізація розподілу ефективної поверхні розсіювання, відмінна від нормального закону. Метод же моментів є універсальним і при визначенні центра ОРЦ має перевагу. Однак точність розрахунків параметрів, що характеризують розміри розподіленої цілі, значно краща у розробленого методу лінійно-регресійного аналізу. Так, у конкретному розглянутому випадку помилки визначення розмірів за дальністю менші в 1,7 раза в порівнянні з методом моментів, за кутовими координатами менші в 4–5 разів. Крім того, розроблений спосіб дозволяє визначити орієнтацію розподіленої цілі в просторі. Це пояснюється тим, що в лінійно-регресійному методі спочатку закладені (як мета рішення задачі) координати центра просторового об'єкта, його розміри і орієнтація. Метод же моментів розміри ОРЦ визначає як другий центральний момент вибірок потужності з вимірювальної матриці. Такий підхід не дозволяє визначити параметри просторової орієнтації.

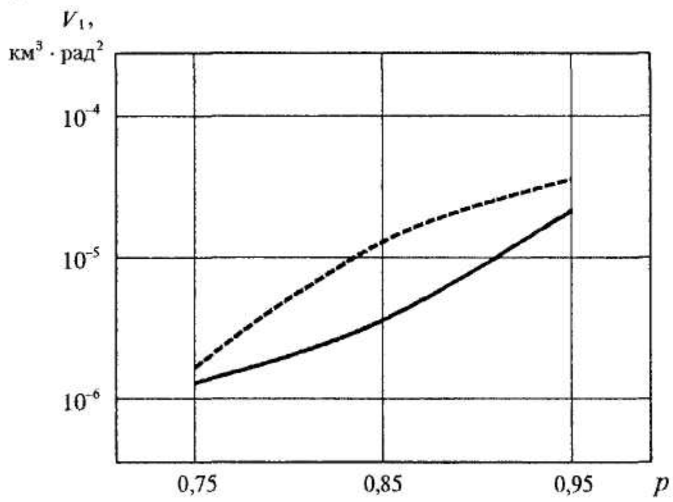

Рис. 1

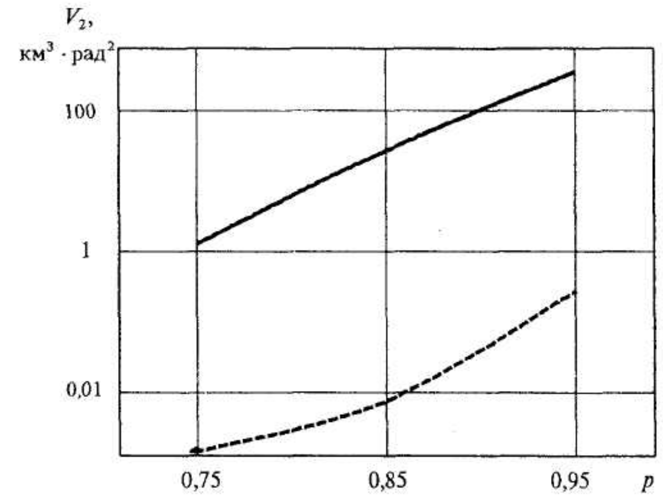

Рис. 2

Потрібно розглянути питання використання методів, що аналізуються, на практиці. Параметри, які характеризують розміри ОРЦ і його просторову орієнтацію, мають важливе значення як при характеристиці об'єкта локації загалом, так і при рішенні задач ідентифікації, видачі цілевказівок по пріоритетних цілях більш точним вимірювальним засобам. Тому використання методу, що дозволяє більш точно визначати просторові розміри і орієнтацію розподіленого об'єкта, є переважним.

ЛІТЕРАТУРА:

1. *Gordon G.A., Oh S.J.* A Theory of tracking for a Dynamic Radar Scattered Ensemble // IEEE Transactions on Automatic Control, vol. AC-18, No 2, 1973.
2. *Крамер Г.* Математические методы статистики: Пер. с англ. / Под ред. А.Н. Колмогорова. – 2-е изд., стереотипное. – М.: Мир, 1975. – 464 с.
3. *Вучков И., Бояджиева Л., Солаков Е.* Прикладной линейный регрессионный анализ. – М.: Финансы и статистика, 1987. – 284 с.
4. *Ермаков С.И., Жиглявский А.А.* Математичекая теория оптимального эксперимента. – М.: Наука, 1987. – 272 с.
5. *Иванов В.В.* Методы вычислений на ЭВМ. – Киев: Наукова думка, 1986. – 584 с.

КОВБАСЮК Сергій Валентинович – кандидат технічних наук, доцент кафедри комп'ютеризованих систем, старший науковий співробітник Житомирського військового інституту радіоелектроніки ім. С.П. Корольова.

Наукові інтереси:

– розробка та дослідження радіоелектронних інформаційних систем космічної інфраструктури.

Подано 12.01.2000.