Кооперативная обработка координатной информации

Евгений БОРИСОВ,
к. т. н.

В статье рассматриваются принципы кооперативной обработки радиолокационной информации в многопозиционной радиолокационной системе. Показано, что использование избыточности измерений информации позволяет повысить точность радиолокационных измерений дальности.

Рассмотрим основные принципы организации кооперативной обработки в многопозиционной радиолокационной системе (МПРЛС) для повышения точности определения координат целей.

Традиционно задача повышения точности измерений координат решается, например, путем увеличения отношения сигнал/шум, применения алгоритмов α-, β-фильтрации, различных модификаций фильтра Калмана-Бьюсси [1, 2].

Эти решения апробированы на практике и реализованы во многих образцах радиолокационной техники. Однако эти процедуры имеют ряд недостатков, а именно: увеличение потенциала РЛС в ряде случаев затруднительно по конструктивным соображениям, применение же процедур фильтрации параметров траектории подразумевает последовательное накопление данных и требует некоторого времени. Кроме того, для алгоритмов фильтрации априори необходима информация о гипотезе движения цели, что накладывает некоторые ограничения на их применимость и существенно снижает точность оценивания координат, когда цель совершает сложные маневры с высокой интенсивностью.

Заметим, что в работах, посвященных проблематике многопозиционных радиолокационных систем, значительное внимание уделено тем или иным способам обработки локационной информации, в том числе и анализу факторов, так или иначе влияющих на точность определения координат [3–8]. Однако вопросы кооперативной обработки радиолокационной информации для повышения точности измерения координат целей не обсуждались.

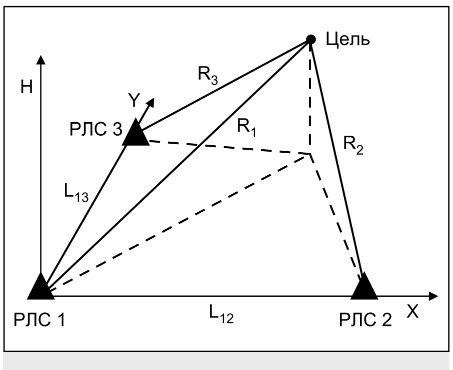

Рисунок. Обработка координатной информации в многопозиционной РЛС

Рассмотрим возможность и целесообразность кооперативной обработки координатной информации в многопозиционной радиолокационной системе (МПРЛС) при ее организации на пункте обработки информации (ПОИ) (рисунок).

Кооперативность приема отраженных сигналов заключается в том, что все приемные позиции способны принимать отраженные сигналы от целей, облученных любой передающей позицией [3].

По сути, необходимо найти такую процедуру обработки координатной информации в системе N радиолокационных станций, которая при реализации кооперативной обработки позволит повысить точность измерений дальности, при учете совместной обработки всех физически реализуемых независимых измерений наклонных дальностей, суммарных дальностей и разности расстояний.

Реализация процедур излучения и приема при соответствующем частотном разносе при наличии на приемных позициях независимых приемо-усилительных трактов и каскадов гетеродинирования позволяет считать измерения дальностей, их сумм и разностей расстояний независимыми [9]. Такая процедура возможна как в многочастотных РЛС, так и в локаторах с быстрой перестройкой частоты.

При некотором размере базы:

$$L = R\lambda/4l_ц,$$

где R — расстояние до цели; $l_ц$ — наибольший размер цели, приемные позиции принимают отраженные от цели сигналы по разным лепесткам диаграммы обратного вторичного излучения. Эти сигналы независимы и некоррелированны.

Сначала рассмотрим все возможные и технически реализуемые варианты измерений дальностей, сумм и разностей расстояний в двухпозиционной системе.

Наклонные дальности до цели относительно соответствующих позиций измеряются по известным зависимостям:

$$R_{11} = ct_{11}/2,\ R_{22} = ct_{22}/2. \qquad (1)$$

Суммы расстояний в явном виде измерению не подлежат, поэтому в работе [8] предложено измерять разность хода лучей. Передающая позиция – цель – приемная позиция:

$$\Delta R_{12} = c(t_1+t_2)-ct_L,\ \Delta R_{21} = c(t_2+t_1)-ct_L, \qquad (2)$$

где t_1 — время распространения сигнала от передающей позиции к цели; t_2 — время распространения сигнала от цели до приемной позиции; t_L — время распространения сигнала вдоль линии базы, величина L которой известна.

Определим суммарную дальность:

$$\Delta R_{\Sigma 12} = \Delta R_{12} + L,\ \Delta R_{\Sigma 21} = \Delta R_{21} + L. \qquad (3)$$

Наклонные дальности R_{11}, R_{22} и суммы расстояний $R_{\Sigma 12}$, $R_{\Sigma 21}$ могут быть измерены на соответствующих частотах f_1–f_4 для реализации некоррелированности измерений.

На основании выражений (1) и (3) составим систему алгебраических уравнений:

$$\left.\begin{array}{l} 2\times R_1 + 0\times R_2 = R_{11} \\ 0\times R_1 + 2\times R_2 = R_{22} \\ 1\times R_1 + 1\times R_2 = R_{22} \\ 1\times R_1 + 1\times R_2 = R_{\Sigma 12} \\ 1\times R_1 + 1\times R_2 = R_{\Sigma 12} \end{array}\right\}, \qquad (4)$$

Далее введем векторы и матрицы:

- вектор неизвестных дальностей:

$$G = \|R_1, R_2\|^T; \qquad (5)$$

- вектор измеренных длин путей (индексы при соответствующих частотах):

$$S^T = \|R_{11}\ R_{22}\ R_{\Sigma 12}\ R_{\Sigma 21}\|. \qquad (6)$$

Выражения (4) представим в виде матрицы постоянных коэффициентов:

$$A^T = \begin{Vmatrix} 2 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 2 & 1 & 1 \end{Vmatrix}. \quad (7)$$

На основании (4)–(7) составим матричное уравнение:

$$AG = S. \quad (8)$$

Сформулируем задачу статистического оценивания траекторных параметров на основе дальномерной информации следующим образом.

Модель дальномерных измерений представлена векторно-матричным уравнением в виде:

$$A\hat{G} + \Delta S = \tilde{S}, \quad (9)$$

где ΔS — вектор ошибок дальномерных измерений.

Суммарная ошибка модели является независимой, несмещенной и нормальной с корреляционной матрицей, то есть:

$$M(\Delta S) = 0, \quad K_{\tilde{S}} = \sigma_{\tilde{S}} W_{\tilde{S}}^{-1}, \quad (10)$$

где $M(\Delta S)$ — математическое ожидание вектора ошибок измерений; $D_{\tilde{S}} = \sigma_{\tilde{S}}^2$ — дисперсия измерения с единичным весом;

$$W_S = \mathrm{diag}\,(w_m) = \mathrm{diag}\left(\frac{\sigma_{\tilde{S}}^2}{\sigma_{\tilde{S}_m}^2}\right)$$

при $m = \overline{1, N^2}$ — весовая диагональная матрица ошибок измерений размера $N^2 \times N^2$.

Выбор алгоритма оценивания производится из условия несмещенности, минимума дисперсии и состоятельности оценки с учетом переменного состава вектора S, то есть:

$$M(\hat{G}) = G,\ D(G) = \min, \text{ при } \tilde{S} = \mathrm{var}. \quad (11)$$

Требуется найти оценку $\hat{G}$, оптимальную в качестве критерия (11). При таких исходных данных наиболее приемлемым для решения уравнения (11) является известный в математической статистике метод наименьших квадратов (МНК) [10], модифицированный с учетом решаемой задачи. Для этого матрице измерений $\|\tilde{S}_{ij}\|$ ставится во взаимно однозначное соответствие матрица $\|\lambda_{ij}\|$ таким образом, что:

$$\begin{Vmatrix} \tilde{S}_{11} & \tilde{S}_{12} & \dots & \tilde{S}_{1N} \\ \tilde{S}_{21} & \tilde{S}_{22} & \dots & \tilde{S}_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \tilde{S}_{N1} & \tilde{S}_{N2} & \dots & \tilde{S}_{NN} \end{Vmatrix} \Leftrightarrow \begin{Vmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \dots & \lambda_{1N} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \dots & \lambda_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \lambda_{N1} & \lambda_{N2} & \dots & \lambda_{NN} \end{Vmatrix},$$

Причем элементы λ_{ij} этой матрицы в зависимости от наличия или отсутствия того или иного измерения S_{ij} принимают только два возможных значения — 1 или 0.

Тогда, преобразуя квадратную матрицу $\|\lambda_{ij}\|_k$ путем последовательной перестановки строк в диагональную стохастическую $\Lambda_S = \mathrm{diag}(\lambda_{11}, \lambda_{12}, \dots, \lambda_{1N}, \dots, \lambda_{ij}, \dots, \lambda_{NN})_S = \mathrm{var}\{0,1\}$ и применяя классическую процедуру МНК, окончательно получим:

$$\hat{G} = [(A^T \Lambda_S W_S A)^{-1} A^T \Lambda_S W_S]\tilde{S}. \quad (12)$$

Из (12) следует, что оценки неизвестных, получаемые при решении исходного векторно-матричного уравнения методом наименьших квадратов, являются линейными функциями вектора дальномерных измерений, зависящими от его количественного и качественного состава. В работе [10] доказано, что оценки $\hat{G}$ для параметров (неизвестных), полученные путем статистической обработки по МНК результатов измерений, ошибки которых случайны и принадлежат распределению с нулевыми математическими ожиданиями и конечными дисперсиями, то есть $\Delta S \in (0, \sigma_{\tilde{S}}^2 W_S^{-1})$, являются несмещенными.

В [11] (теорема Гаусса-Маркова о наилучших линейных оценках) показано, что для любого закона распределения случайных ошибок измерений и при линейной зависимости измерений от неизвестных параметров оценка для произвольной системы линейных параметров, получаемая по МНК, имеет минимальные дисперсии среди множества линейных несмещенных оценок.

На основании этих теорем, а также свойства состоятельности МНК [10, 11], можно утверждать, что при любом составе вектора измерений оценка (13) является несмещенной, эффективной и состоятельной, то есть наилучшей в смысле выбранного критерия оптимальности (12).

В случае, когда все измерения равноточны, вес всех измерений равен 1, а весовая матрица ошибок измерений есть единичная матрица $W = 1$, формула (12) упрощается:

$$\hat{G} = [(A^T \Lambda A)^{-1} A^T \Lambda]\tilde{S}. \quad (13)$$

Если к тому же в векторе $\tilde{S}$ присутствуют все измерения $(\Lambda) = 1$, то:

$$\hat{G} = [(A^T A)^{-1} A^T]\tilde{S}. \quad (14)$$

В рамках рассматриваемой задачи с учетом (4)–(8) и (13), (14) получим выражения для наклонных дальностей до цели относительно соответствующих РЛС.

Если дисперсии определения координат цели равны 1, то транспонированный вектор измеряемых параметров запишем как:

$$S^T = \|2R_{11}\ 2R_{22}\ R_{\Sigma 12}\ R_{\Sigma 21}\|, \quad (15)$$

а выражения для определения дальности до цели примут вид:

$$R_1 = \frac{3}{4}R_{11} - \frac{1}{4}R_{22} + \frac{1}{8}R_{\Sigma 12} + \frac{1}{8}R_{\Sigma 21},$$

$$R_2 = \frac{3}{4}R_{22} - \frac{1}{4}R_{11} + \frac{1}{8}R_{\Sigma 12} + \frac{1}{8}R_{\Sigma 21}. \quad (16)$$

Значение дисперсии определения дальности относительно каждой позиции равно:

$$\sigma^2(R_1, R_2) = (A^T A)^{-1}\sigma_R^2 = \mathrm{diag}\begin{Vmatrix} \frac{3}{16} & \frac{1}{16} \\ \frac{1}{16} & \frac{3}{16} \end{Vmatrix}\sigma_R^2. \quad (17)$$

Таким образом, СКО определения дальности улучшается в 2,309 раза.

Применительно к трехпозиционной системе формулу (7) представим как:

$$A^T = \begin{Vmatrix} 2 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 2 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{Vmatrix}. \quad (18)$$

Вектор измеряемых параметров запишем в виде:

$$S^T = \|2R_{11}\ 2R_{22}\ 2R_{33}\ R_{\Sigma 12}\ R_{\Sigma 21}\ R_{\Sigma 13}\ R_{\Sigma 31}\ R_{\Sigma 23}\ R_{\Sigma 32}\|, \quad (19)$$

а выражения дальности до цели относительно каждой из позиций примут вид (20), (21), (22).

Выражения для дисперсии измерения дальности в данном случае определяются формулой (23).

Таким образом, в трехпозиционной локационной системе значение СКО ошибки измерения дальности составляет 0,373 от пер-

$$R_1 = \frac{5}{9}R_{11} - \frac{1}{9}R_{22} - \frac{1}{9}R_{33} + \frac{1}{9}R_{\Sigma 12} + \frac{1}{9}R_{\Sigma 21} + \frac{1}{9}R_{\Sigma 13} + \frac{1}{9}R_{\Sigma 31} - \frac{1}{18}R_{\Sigma 23} + \frac{1}{18}R_{\Sigma 32}, \quad (20)$$

$$R_2 = \frac{5}{9}R_{22} - \frac{1}{9}R_{11} - \frac{1}{9}R_{33} + \frac{1}{9}R_{\Sigma 12} + \frac{1}{9}R_{\Sigma 21} - \frac{1}{18}R_{\Sigma 13} - \frac{1}{18}R_{\Sigma 31} + \frac{1}{9}R_{\Sigma 23} + \frac{1}{9}R_{\Sigma 32}, \quad (21)$$

$$R_3 = \frac{5}{9}R_{33} - \frac{1}{9}R_{22} - \frac{1}{9}R_{11} - \frac{1}{18}R_{\Sigma 12} - \frac{1}{18}R_{\Sigma 21} + \frac{1}{9}R_{\Sigma 13} + \frac{1}{9}R_{\Sigma 31} + \frac{1}{9}R_{\Sigma 23} + \frac{1}{9}R_{\Sigma 32}. \quad (22)$$

$$\sigma^2(R_1, R_2, R_3) = (A^T A)^{-1}\sigma_R^2 = \mathrm{diag}\begin{Vmatrix} \frac{5}{36} & -\frac{1}{36} & -\frac{1}{36} \\ -\frac{1}{36} & \frac{5}{36} & -\frac{1}{36} \\ -\frac{1}{36} & -\frac{1}{36} & \frac{5}{36} \end{Vmatrix}\sigma_R^2. \quad (23)$$

$$R_1=\frac{11}{27}R_{11}-\frac{1}{27}R_{22}-\frac{1}{27}R_{33}+\frac{5}{54}R_{\Sigma12}+\frac{5}{54}R_{\Sigma21}+\frac{5}{54}R_{\Sigma13}+\frac{5}{54}R_{\Sigma31}-\frac{1}{54}R_{\Sigma23}-\frac{1}{54}R_{\Sigma32}+\frac{1}{9}R_{\Delta12}+\frac{1}{9}R_{\Delta13}, \quad (26)$$

$$R_2=\frac{11}{27}R_{22}-\frac{1}{27}R_{11}-\frac{1}{27}R_{33}+\frac{5}{54}R_{\Sigma12}+\frac{5}{54}R_{\Sigma21}-\frac{1}{54}R_{\Sigma13}-\frac{1}{54}R_{\Sigma31}+\frac{5}{54}R_{\Sigma23}+\frac{5}{54}R_{\Sigma32}-\frac{1}{9}R_{\Delta12}+\frac{1}{9}R_{\Delta23}, \quad (27)$$

$$R_3=\frac{11}{27}R_{33}-\frac{1}{27}R_{22}-\frac{1}{27}R_{11}-\frac{1}{54}R_{\Sigma12}-\frac{1}{54}R_{\Sigma21}+\frac{5}{54}R_{\Sigma13}+\frac{5}{54}R_{\Sigma31}+\frac{5}{54}R_{\Sigma23}+\frac{5}{54}R_{\Sigma32}-\frac{1}{9}R_{\Delta12}-\frac{1}{9}R_{\Delta23}. \quad (28)$$

воначального значения, а значит, в 2,683 раза возрастает точность определения координат.

В трехпозиционной системе можно дополнительно реализовать измерения еще трех независимых разностей расстояний, образованных путем излучения сигнала одной позицией и приема отраженного сигнала двумя другими позициями, с вычислением разности расстояний между ними. В этом случае формула (7) будет представлена в виде:

$$A^T=\begin{Vmatrix} 2&0&0&1&1&1&1&0&0&1&1&0\\ 0&2&0&1&1&0&0&1&1&-1&0&1\\ 0&0&2&0&0&1&1&1&1&0&-1&-1 \end{Vmatrix}. \quad (24)$$

Значение вектора измеренных данных будет расширено измерениями разности расстояний между первой и второй РЛС — $R_{\Delta12}$, первой и третьей РЛС — $R_{\Delta13}$ и второй и третьей РЛС — $R_{\Delta23}$:

$$S^T=\| R_{11}\,2R_{22}\,2R_{33}\,R_{\Sigma12}\,R_{\Sigma21}\,R_{\Sigma13}\,R_{\Sigma31}\,R_{\Sigma23}\,R_{\Sigma32}\,R_{\Delta12}\,R_{\Delta13}\,R_{\Delta23}\|. \quad (25)$$

Выражения для определения наклонных дальностей представим как (26), (27), (28).

Дисперсии ошибок определения дальности представим зависимостью:

$$\sigma^2(R_1,R_2,R_3)=(A^TA)^{-1}\sigma_R^2=\mathrm{diag}\begin{Vmatrix} \frac{11}{108}&-\frac{1}{108}&-\frac{1}{108}\\ -\frac{1}{108}&\frac{11}{108}&-\frac{1}{108}\\ -\frac{1}{108}&-\frac{1}{108}&\frac{11}{108} \end{Vmatrix}\sigma_R^2. \quad (29)$$

Как следует из формулы (29), СКО определения дальности при введении дополнительных измерений составляет 0,319 от среднеквадратической ошибки первичного измерения, что эквивалентно улучшению точности в 3,133 раза.

Выводы

Показано, что в результате совместной обработки координатной информации можно получить высокоточные оценки наклонных дальностей относительно каждой из РЛС.

Рассматриваемые процедуры не накладывают ограничений на алгоритмы оптимальной фильтрации параметров траекторий, что позволит в ряде случаев за значительно меньшее время добиться требуемой точности радиолокационной информации к заданному рубежу.

Введение дополнительных позиций в МПРЛС или увеличение количества измеряемых сумм расстояний (или разностей расстояний) также улучшает точность определения дальностей.

Увеличение точности СКО определения координат в дальномерных системах приводит к повышению точности определения прямоугольных координат.

Платой за улучшение точности определения координат является усложнение системы за счет увеличения позиций, увеличение количества приемопередающих трактов, необходимость синхронизации процессов излучения, приема сигналов и управление режимами обзора, а также усложнение алгоритмов отождествления целей.

Литература

1. Ширман Я. Д. Теоретические основы радиолокации. Уч. пособие для вузов. М.: Советское радио, 1970.
2. Кузьмин С. З. Основы теории цифровой обработки радиолокационной информации. М.: Советское радио, 1974.
3. Черняк В. С. Многопозиционная радиолокация. М.: Радио и связь, 1993.
4. Сайбель А. Г. Основы теории точности радиотехнических методов местоопределения. М.: Госиздат, 1958.
5. Кондратьев В. С., Котов А. Ф., Марков Л. Н. Многопозиционные радиотехнические системы. М.: Радио и связь, 1986.
6. Зайцев Д. В. Многопозиционные радиолокационные системы. Методы и алгоритмы обработки информации в условиях помех. М.: Радиотехника, 2007.
7. Татузов А. Л. Нейронные сети в задачах радиолокации. М.: Радиотехника, 2009.
8. Аверьянов В. Я. Разнесенные радиолокационные станции и системы. Минск: Техника, 1978.
9. Справочник по радиолокации. Т. 4 / Пер. с англ. Под общ. ред. К. Н. Трофимова. М.: Советское радио, 1978.
10. Эльясберг Л. Е. Определение движения по результатам измерений. М.: Наука, 1976.
11. Жданюк Б. Ф. Основы статистической обработки траекторных измерений. М.: Советское радио, 1978.