

УДК 621.396.96

ОБОСНОВАНИЕ ТРЕБОВАНИЙ К РАЗМЕРАМ СЕТКИ ПРИ РЕАЛИЗАЦИИ АДАПТИВНЫХ АЛГОРИТМОВ ОЦЕНИВАНИЯ УГЛОВЫХ КООРДИНАТ ЦЕЛИ В РАДИОЛОКАЦИОННОМ ИЗМЕРИТЕЛЕ С МНОГОКАНАЛЬНОЙ ПРИЕМНОЙ СИСТЕМОЙ

КОЗЛОВ С. В., ЛЕ ВАН КЫОНГ

*Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники
(г. Минск, Республика Беларусь)*

E-mail: kozlov@bsuir.by

Аннотация. Рассматривается процедура оценивания угловых координат (УК) цели по отраженному сигналу (ОС) при наличии внешних помех в измерителе на базе многоканальной антенной системы, предусматривающая вычисление значений решающей статистики (РС) в пределах главного лепестка диаграммы направленности антенны передающего канала с ее последующей максимизацией. На практике значения РС вычисляются в узлах азимутально-угломестной сетки, находится узел сетки с максимальным значением и уточняется оценка угловых координат на основе матрицы вторых производных РС в указанном узле. Для нахождения рациональных размеров сетки исследованы статистические характеристики оценок УК для различных параметров сигнально-помеховых ситуаций, получены аппроксимирующие соотношения, связывающие параметр крутизны распределения с размером ячейки сетки по угловым координатам, числом отсчетов при формировании выборочной корреляционной матрицы процессов на выходах приемных каналов и нижней границей Рао-Крамера для дисперсии измерения. Даны рекомендации по выбору размеров сетки в зависимости от сигнально-помеховых условий наблюдения. Показано, что при расположении источника помехи в пределах главного лепестка диаграммы направленности целесообразен выбор неравномерной сетки с малым размером ячеек вблизи оценки угловых координат источника помех и более крупными размерами ячеек в остальной области.

Abstract. A procedure is considered for estimating the angular coordinates (AC) of a target by the reflected signal (RS) in the presence of external interference in a meter based on a multichannel antenna system, which provides for calculating the values of the decision statistics (DS) within the main lobe of the antenna pattern of the transmitting channel with its subsequent maximization. In practice, the values of DS are calculated at the nodes of the azimuthal-elevation grid, the grid node with the maximum value is found, and the estimate of the angular coordinates is refined based on the matrix of second derivatives of the DS at the specified node. To find the rational grid sizes, we investigated the statistical characteristics of the AC estimates for various parameters of signal-noise situations, obtained approximating relations connecting the distribution steepness parameter with the grid cell size in angular coordinates, the number of counts in the formation of a sample correlation matrix of processes at the outputs of the receiving channels and the lower Rao boundary-Cramer for dispersion measurement. Recommendations are given on the choice of mesh sizes depending on the signal-interference conditions of observation. It is shown that when the interference source is located within the main lobe of the directional pattern, it is advisable to choose an irregular grid with a small cell size near the estimate of the angular coordinates of the interference source and larger cell sizes in the rest of the region.

Постановка задачи

Обеспечение высокой точности оценивания УК целей радиолокационными средствами в условиях мощных внешних помех является актуальной задачей. Ее сложность увеличивается при близком угловом положении источников помех и цели. В работах [1] со ссылкой на более ранние работы [2, 3] приведены варианты радиолокационного измерителя, предусматривающие формирование сигналов адаптированных суммарного и разностных каналов с последующей реализацией моноимпульсной обработки со стабилизацией или коррекцией пеленгационной характеристики (ПХ). В работе [4] получено решение для общего случая пеленгации произвольного числа нефлуктуирующих целей в пределах главного лепестка ДН в условиях воздействия активных шумовых помех. В работе [5] задача стабилизации (ПХ) решена введением ограничений на значения ДН суммарного и разностных каналов. Рассмотренные алгоритмы правомерны для случая несканирующей антенной системы и, опосредовано, для одиночного ОС. В работах [6] приведены алгоритмы обработки сигналов для измерителя обзорной радиолокационной станции при сканирующей антенной системе, пачки зондирующих и флуктуирующего ОС. Применительно к

несканирующей антенной системе алгоритмы [6] могут быть использованы при очевидных модификациях.

Для всех рассмотренных алгоритмов при пеленговании в двух плоскостях требуется измерение и запоминание производных от ДН приемных каналов либо реализация процедуры поиска максимума ФП, что оказывается весьма затратным в вычислительном плане и требует обоснования размеров сетки, накрывающей область неопределенности по УК.

Цель статьи – обоснование требований к размерам сетки и исследование свойств оценки угловых координат ОС в радиолокационном измерителе на базе многоканальной приемной системы.

Модели сигналов и помех и алгоритм обработки

Рассматривается измеритель УК (азимута и угла места) в составе импульсной радиолокационной станции обнаружения-сопровождения воздушных объектов с $n = \overline{1, N}$ канальной несканирующей в пределах длительности наблюдения ОС антенной системой. Пачка зондирующих сигналов (ЗС) включает $i = \overline{1, I}$ импульсов, при $I = 1..7$. Интервал τ_c корреляции флуктуаций ОС $\tau_c \gg T_r I$, где T_r – период повторения импульсов ЗС, поэтому ОС в пределах длительности пачки можно считать нефлуктуирующим. Векторы сигналов $\mathbf{y}_{i,q}$ на входе измерителя представляют собой отчеты комплексных значений на выходе согласованного фильтра для одиночного сигнала в $q = \overline{1, Q}$ элементах разрешения, один из которых, с номером q_c , является сигнальным, а остальные используются для оценивания корреляционных матриц (КМ) суммы внутренних шумов и внешних помех в каждом периоде повторения $\hat{\Phi}_i = \frac{1}{Q-1} \sum_{q \neq q_c} \mathbf{y}_{i,q} \mathbf{y}_{i,q}^+$.

Решающая статистика $\Psi(\alpha, \beta)$, полученная модификацией [6] применительно к пачке отраженных сигналов для функции правдоподобия

$$\Psi(\alpha, \beta) = \left(\sum_{i=1}^I \hat{P}_{\text{п+ш}_i}(\alpha, \beta) \right)^{-1} \left| \sum_{i=1}^I \boldsymbol{\omega}_i^+(\alpha, \beta) \mathbf{y}_{i,q_c} \right|^2, \quad (1)$$

где $\boldsymbol{\omega}_i(\alpha, \beta) = \hat{\Phi}_i^{-1} \mathbf{f}(\alpha, \beta)$ – оптимальный (по критерию максимума отношения сигнал/помеха+шум при условии расположения полезного сигнала в направлении (α, β)) вектор весовых коэффициентов приемных каналов; $\hat{P}_{\text{п+ш}_i}(\alpha, \beta) = \boldsymbol{\omega}_i^+(\alpha, \beta) \hat{\Phi}_i \boldsymbol{\omega}_i(\alpha, \beta) = \mathbf{f}^+(\alpha, \beta) \hat{\Phi}_i^{-1} \mathbf{f}(\alpha, \beta)$ – оценка мощности остатков внешних помех и взвешенных внутренних шумов при приеме с направления (α, β) ; $\mathbf{f}(\alpha, \beta)$ – вектор значений ДН приемных каналов. Получение максимально-правдоподобной оценки:

$$\hat{\alpha}, \hat{\beta} = \arg \max_{\alpha, \beta} \Psi(\alpha, \beta) \quad (2)$$

предполагает поиск экстремума функции двух переменных и является достаточно сложным в вычислительном плане.

Вычислим значения $\Psi_{k,m} = \Psi(\alpha_k, \beta_m)$ РС в узлах сетки и найдем максимальное значение $\Psi_{\max} = \max \Psi_{k,m}$ и его индексы $k_m, m_m = \arg \max_{k,m} \Psi_{k,m}$, которые дают грубую оценку угловых координат ОС в виде $\hat{\alpha} = \alpha_{k_m}; \hat{\beta} = \beta_{m_m}$. Уточнение оценки может быть выполнено при использовании метода наименьших квадратов (НМК) или при вычислении матрицы вторых производных (МВП).

Для способа наименьших квадратов (НМК) РС в окрестности максимума может быть аппроксимирована параболоидом $\Psi_{\text{ап}}(\alpha, \beta, \boldsymbol{\gamma}) = (\alpha^2, \beta^2, \alpha\beta, \alpha, \beta, 1)\boldsymbol{\gamma}$, где вектор $\boldsymbol{\gamma} = (a, b, c, d, e, g)^T$ коэффициентов является решением системы линейных уравнений:

$$\sum_{i_1=-1}^1 \sum_{i_2=-1}^1 (\Psi_{k_m+i_1, m_m+i_2} - \Psi_{\text{ап}}(\alpha_{k_m+i_1}, \beta_{m_m+i_2})) \frac{\partial}{\partial \gamma_\ell} \Psi_{\text{ап}}(\alpha_{k_m+i_1}, \beta_{m_m+i_2}, \boldsymbol{\gamma}) = 0; \ell = \overline{1, 6},$$

что приводит к оценке вида

$$\hat{\alpha}_c^{\text{ннк}} = \frac{2bd - ce}{c^2 - 4ab}; \hat{\beta}_c^{\text{ннк}} = \frac{2ae - cd}{c^2 - 4ab}. \quad (3)$$

Для способа на основе матрицы вторых производных (МВП) вычислим вектор первых и матрицу вторых производных в численном виде:

$$\mathbf{f} = \begin{pmatrix} F_1 \\ F_2 \end{pmatrix}; F_1 = \frac{\Psi_{k_M+1, m_M} - \Psi_{k_M-1, m_M}}{2\Delta\alpha}; F_2 = \frac{\Psi_{k_M, m_M+1} - \Psi_{k_M, m_M-1}}{2\Delta\beta}; \mathbf{F} = \begin{pmatrix} F_{11} & F_{12} \\ F_{21} & F_{22} \end{pmatrix};$$

$$F_{11} = \frac{\Psi_{k_M+1, m_M} - 2\Psi_{k_M, m_M} + \Psi_{k_M-1, m_M}}{\Delta\alpha^2}; F_{22} = \frac{\Psi_{k_M, m_M+1} - 2\Psi_{k_M, m_M} + \Psi_{k_M, m_M-1}}{\Delta\beta^2};$$

$$F_{12(21)} = \frac{\Psi_{k_M+1, m_M+1} - \Psi_{k_M-1, m_M+1} - \Psi_{k_M+1, m_M-1} + \Psi_{k_M-1, m_M-1}}{4\Delta\alpha\Delta\beta},$$

что приводит к оценке вида

$$\begin{pmatrix} \hat{\alpha}_c^H \\ \hat{\beta}_c^H \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{k_M} \\ \beta_{m_M} \end{pmatrix} - \mathbf{F}^{-1}\mathbf{f}. \quad (4)$$

Очевидно, что обоснование размеров сетки необходимо выполнять на основе статистических характеристик оценок УК, которые рассмотрены ниже.

Результаты исследования статистических характеристик оценок УК

Алгоритмы (3) и (4), реализуемые на основе (1) исследовались для случая измерителя на базе прямоугольной антенной решетки из 16 ненаправленных элементов (размер 4x4) с расстоянием между элементами в половину длины волны и шириной главного лепестка $\Delta\alpha_{0,5} = \Delta\beta_{0,5} \approx 25^\circ$. Амплитуда ОС от одной реализации к другой флуктуировала по закону Релея, случайная фаза была равномерно распределена на интервале $[0, 2\pi]$.

На основе результатов имитационного моделирования при представительном (1000) числе реализаций показано, что выборочная плотность вероятности ошибок оценок УК с высокой точностью совпадает с распределением Стьюдента с двумя степенями свободы и нулевым математическим ожиданием

$$w(x) = \frac{\xi}{2(1+x^2\xi^2)^{3/2}}, \quad (5)$$

где ξ – параметр, определяющий степень остроты вершины распределения и уровень его «хвостов», причем параметр ξ может быть определен как

$$\xi = \gamma_\xi / \sigma_{\alpha(\beta)}, \quad (6)$$

где $\sigma_{\alpha(\beta)}$ – среднеквадратическая ошибка оценивания угловых координат, определяемая границей Рао-Крамера; γ_ξ – коэффициент пропорциональности, определяемым размером $\Delta\alpha(\beta)$ ячейки сетки, числом отсчетов Q при формировании выборочной КМ и угловым отклонением $\alpha(\beta)_П$ источника помех. Отдельные зависимости, иллюстрирующие взаимосвязь указанных параметров, приведены на рисунках 1 и 2. Точность оценивания угловых координат практически не зависит от числа отсчетов при $Q \geq 10N$. При уменьшении числа отсчетов точность уменьшается.

Рекомендации по выбору размера сетки

Если помеха воздействует вне области наблюдения (источник помехи вынесен за пределы главного лепестка приемной системы при синфазной обработке), то форма РС является гладкой и размер ячейки сетки может составлять $\Delta\alpha(\beta) = (0, 2 \dots 0, 25)\Delta\alpha(\beta)_{0,5}$ при общем числе узлов сетки 20...25 (рисунок 3а). Если ИП воздействует в пределах сектора наблюдения, то форма РС деформируется (рисунок 3б) и при больших размерах ячейки сетки выборочные плотности вероятности могут смещаться в сравнении с распределением Стьюдента ввиду неверного определения (пропуска истинного) максимума ФП (рисунок 4). Уменьшение размера ячейки сетки приводит к восстановлению единственного экстремума при нулевом смещении оценки. Если в область наблюдения попадает хотя бы один источник помех, то $\Delta\alpha(\beta) = (0, 05 \dots 0, 06)\Delta\alpha(\beta)_{0,5}$ требуемое число узлов сетки 250...400.

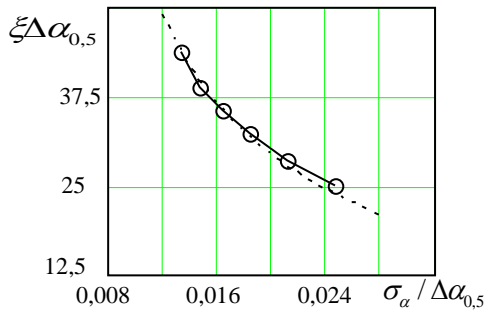


Рис. 1. Зависимость $\xi(\sigma_\alpha)$

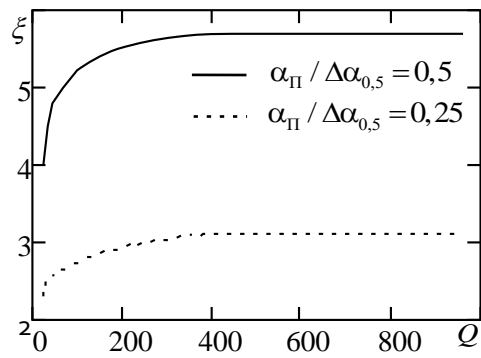


Рис. 2. Зависимость $\xi(Q)$ при $\Delta\alpha(\beta) / \Delta\alpha(\beta)_{0,5} = 0,04$

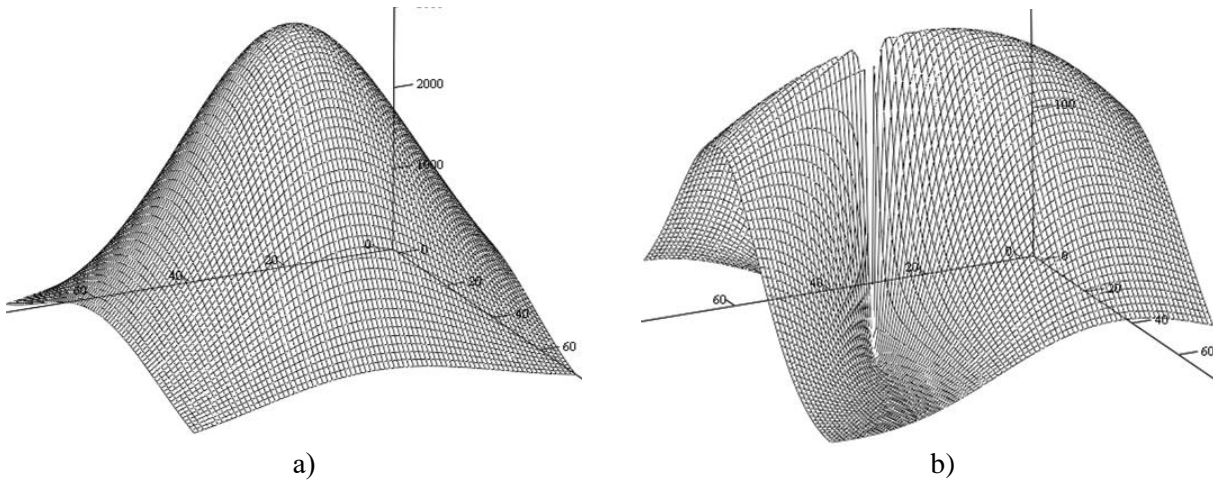


Рис. 3. Форма РО при отсутствии (а) и наличии (б) помехи в пределах области наблюдения

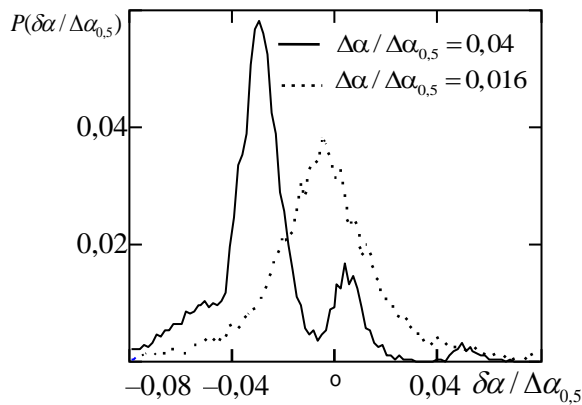


Рис. 4. Влияние размера ячейки сетки на точность оценивания угловых координат при $\alpha_n / \Delta\alpha_{0,5} = 0,15$

При близком положении источника помех и цели коэффициент $r_{\alpha\beta}$ корреляции ошибок оценок по азимуту и углу места составляет 0,7...0,9, то есть ошибки сильно коррелированы. Удаление источника помехи от ОС приводит к уменьшению коэффициента корреляции ошибок. При $\alpha(\beta)_n / \Delta\alpha(\beta)_{0,5} \geq 1$ оценки независимы.

Приведенные результаты свидетельствуют о целесообразности адаптивного выбора размеров ячейки сетки (рис. 5.).

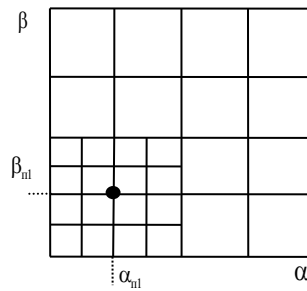


Рис. 5. К адаптивному выбору размеров ячейки сетки

Алгоритм выбора может быть, например, следующий: с использованием одного из методов «сверхразрешения» мощных источников помех по тем же выборкам, что и для построения ФП, оценивается число \hat{M} и угловые координаты $\hat{\alpha}_{\text{пм}}$ источников помех, а также средние квадратические ошибки $\sigma_{\alpha(\beta)\pi}$; размеры $\Delta\alpha(\beta)\pi$ ячейки сетки в угловых областях $\hat{\alpha}_{\text{пм}} \pm 3\sigma_{\alpha\pi}$, $\hat{\beta}_{\text{пм}} \pm 3\sigma_{\beta\pi}$ вблизи оценок УК источников помех в пределах области наблюдения выбираются минимально возможными $\Delta\alpha(\beta)\pi / \Delta\alpha_{0,5} = 0,01...0,02$; в остальной части области наблюдения размеры ячейки сетки выбираются в пределах $\Delta\alpha(\beta)\pi / \Delta\alpha_{0,5} = 0,05...0,2$; при попадании максимума на границу с разными размерами ячейки сетки вычисление МВП для оценок УК соответствующим образом модифицируется.

Список использованных источников

1. Wulf, D. W. Radar, Sonar and Navigation Series 26: Radar Techniques Using Array Antennas 2nd edition / D. W. Wulf // The Institution of Engineering and Technology, London, U.K, 2013. – 558 p.
2. Журавлев, А. К. Адаптивные радиотехнические системы с антенными решетками / А. К. Журавлев и др. – Л.: Изд. Ленинградского ун-та, 1991. – 544 с.
3. Nickel, U. Monopulse Estimation with Adaptive Arrays / U. Nickel // IEE Proceedings, Pt.F. –1993. – № 5. – P. 303 – 308.
4. Чижов, А. А. Сверхразрешение радиолокационных целей при воздействии активных шумовых помех по основному и ближним боковым лепесткам диаграммы направленности антенны РЛС / А. А. Чижов // Информационно-управляющие системы. – 2016. – № 1. – С. 88 – 92.
5. Карпухин, В. И. Синтез вариантов структуры радиолокационных измерителей угловых координат с адаптивной пространственной компенсацией помех / В. И. Карпухин, С. В. Козлов, В. И. Сергеев // Антенны. – 2010. – № 6. – С. 71 – 76.
6. Козлов, С. В. Алгоритмы обработки сигналов в радиолокационных измерителях угловых координат со сканирующей многоканальной антенной системой / С. В. Козлов, Т. Х. Ву // Журнал радиоэлектроники [Электронный журнал]. – 2019. – № 11. Режим доступа: <http://jre.cplire.ru/jre/nov19/10/text.pdf>. DOI 10.30898/1684-1719.2019.11.10.