

УДК621.396

С. В. Козлов,

профессор кафедры ИРТ

Белорусского государственного университета информатики и радиоэлектроники

доктор технических наук, доцент

Ле Ван Кьонг,

аспирант

Белорусского государственного университета информатики и радиоэлектроники

ВЫБОР ПАРАМЕТРОВ РЕАЛИЗАЦИИ И СВОЙСТВА АДАПТИВНЫХ МАКСИМАЛЬНО-ПРАВДОПОДОБНЫХ АЛГОРИТМОВ ОЦЕНИВАНИЯ УГЛОВЫХ КООРДИНАТ ЦЕЛИ В РАДИОЛОКАЦИОННОМ ИЗМЕРИТЕЛЕ С МНОГОКАНАЛЬНОЙ ПРИЕМНОЙ СИСТЕМОЙ

Аннотация. Приведены модификации алгоритмов оценивания азимута и угла места цели в радиолокационном измерителе на базе многоканальной антенной системы, предусматривающие вычисление значений функции правдоподобия (ФП) в узлах азимутально-угломестной сетки в пределах главного лепестка (ГЛ) диаграммы направленности (ДН) антенны передающего канала, поиск максимума, построение матрицы вторых производных в окрестности максимума по девяти значениям ФП в узлах сетки и оценку угловых координат (УК) цели по отраженному сигналу (ОС). С использованием компьютерного моделирования показано, что оценки УК подчиняются закону Стьюдента с двумя степенями свободы. Исследованы статистические характеристики оценок угловых координат для различных параметров сигнально-помеховых ситуаций и получены аппроксимирующие соотношения, связывающие параметр крутизны распределения с размером ячейки сетки по угловым координатам, числом отсчетов при формировании выборочной корреляционной матрицы (КМ) процессов на выходах приемных каналов и нижней границей Рао-Крамера для дисперсии измерения УК. Даны рекомендации по реализации алгоритма.

Постановка задачи

Обеспечение высокой точности оценивания УК целей радиолокационными средствами в условиях мощных внешних помех является актуальной задачей. Ее сложность увеличивается при пеленгации в двух плоскостях и при близком угловом положении источников помех и цели. В работах [1, 2] со ссылкой на более ранние работы А.К. Журавлева [3] и U. Nickel [4, 5 и др.] приведены варианты алгоритмов функционирования радиолокационного измерителя, предусматривающие формирование сигналов адаптированных суммарного и разностных каналов с последующей реализацией моноимпульсной обработки со стабилизацией или коррекцией пеленгационной характеристики (ПХ). В работе [6] получено решение для общего случая пеленгации произвольного числа нефлуктуирующих целей в пределах главного лепестка ДН в условиях воздействия активных шумовых помех. В работе [7] задача стабилизации (ПХ) решена введением ограничений на значения ДН суммарного и разностных каналов. Рассмотренные алгоритмы правомерны для случая несканирующей антенной системы и, фактически, одиночного ОС. В работах [8, 9] приведены алгоритмы обработки сигналов для измерителя обзорной радиолокационной станции при сканирующей антенной системе, пачки зондирующих и флуктуирующего ОС. Применительно к несканирующей антенной системе алгоритмы [8, 9] могут быть использованы при очевидных модификациях. Однако для всех рассмотренных алгоритмов при двумерном пеленговании требуется измерение и запоминание производных от ДН приемных каналов либо реализация процедуры поиска максимума ФП градиентным или прямым методом, что оказывается весьма затратным в

вычислительном плане. Очевидным путем сокращения вычислительных затрат является поиск решения при использовании сеточной аппроксимации ФП, что предполагает обоснование параметров такой аппроксимации и исследование статистических характеристик получаемых оценок угловых координат.

Цель статьи – обоснование путей алгоритмической реализации и исследование свойств оценки угловых координат ОС в радиолокационном измерителе на базе несканирующей многоканальной приемной системы.

Модели сигналов и помех

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. ДН приемных каналов по азимуту α и углу места β описываются функциями $\overline{F}_n(\alpha, \beta)$. Мешающие отражения отсутствуют. Пачка зондирующих сигналов (ЗС) включает $i = \overline{1, I}$ импульсов, при типовых значениях $I = 1 \dots 7$. Для типовых условий наблюдения интервал τ_c корреляции флуктуаций ОС $\tau_c \gg T_r I$, где T_r – период повторения импульсов ЗС, поэтому ОС можно считать нефлуктуирующим. Векторы сигналов $\mathbf{y}_{i,q}$ на входе измерителя представляют собой отчеты комплексных значений принимаемой реализации (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 $\hat{\Phi}_i = \frac{1}{Q-1} \sum_{q \neq q_c} \mathbf{y}_{i,q} \mathbf{y}_{i,q}^+$, где знаком + в верхнем регистре обозначена операция эрмитового сопряжения (комплексного сопряжения и транспонирования).

Для вектор-столбцов $\mathbf{y}_{i,q} = (\dot{Y}_{i,q}^{(1)}, \dot{Y}_{i,q}^{(2)}, \dots, \dot{Y}_{i,q}^{(N)})^T$ отсчетов сигналов на выходах $n = \overline{1, N}$ приемных каналов запишем

$$\mathbf{y}_{i,q} = \mathbf{y}_{c_{i,q}} + \mathbf{y}_{\Pi_{i,q}} + \mathbf{y}_{\Psi_{i,q}}, \quad (1)$$

где $\mathbf{y}_{\Psi_{i,q}} = (\dot{\zeta}_{i,q}^{(1)}, \dot{\zeta}_{i,q}^{(2)}, \dots, \dot{\zeta}_{i,q}^{(N)})^T$ – вектор-столбцы независимых для периодов повторения, номера отсчета и номера приемного канала отсчетов внутренних шумов приемных каналов; $\mathbf{y}_{\Pi_{i,q}} = \sum_{m=1}^M \dot{\xi}_{\Pi_{i,q}} \sqrt{P_{\Pi m}} \mathbf{f}(\alpha_{\Pi m}, \beta_{\Pi m})$ – вектор-столбцы отсчетов $m = \overline{1, M}$ внешних помех; $P_{\Pi m}, \alpha_{\Pi m}, \beta_{\Pi m}$ – мощность (на выходе изотропной приемной антенны), азимут и угол места m -го источника помех; $\dot{\xi}_{\Pi_{i,q}}$ – независимые центрированные гауссовы случайные величины с единичной дисперсией; $\mathbf{f}(\alpha, \beta)$ – вектор значений ДН приемных каналов в направлении (α, β) ; $\mathbf{y}_{c_{i,q}} = 0; q \neq q_c; \mathbf{y}_{c_{i,q_c}} = \dot{A} \mathbf{f}(\alpha_c, \beta_c)$ – вектор-столбцы отсчетов ОС; \dot{A} – комплексная амплитуда ОС на выходе изотропной приемной антенны. Доплеровский сдвиг частоты ОС считается скомпенсированным (равным нулю).

Алгоритмы обработки

Используя логику работ [1, 6, 8, 9] для решающей статистики $\Psi(\alpha, \beta)$ (функции правдоподобия) при приеме пачки нефлуктуирующих ОС можно получить

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

где $\omega_i(\alpha, \beta) = \widehat{\Phi}_i \mathbf{f}(\alpha, \beta)$ – оптимальный (по критерию максимума отношения сигнал/помеха+шум) вектор весовых коэффициентов приемных каналов; $\widehat{P}_{\text{П+Ш}_i}(\alpha, \beta) = \omega_i^+(\alpha, \beta) \widehat{\Phi}_i \omega_i(\alpha, \beta) = \mathbf{f}^+(\alpha, \beta) \widehat{\Phi}_i^{-1} \mathbf{f}(\alpha, \beta)$ – оценка мощности остатков внешних помех и взвешенных внутренних шумов при приеме ОС с углового направления (α, β) . Как следует из (2) оптимальный алгоритм обработки предусматривает когерентное суммирование результатов $\omega_i^+(\alpha, \beta) \mathbf{y}_{i, q_c}$ компенсации внешних помех в каждом периоде повторения и их нормировку к оценке суммарной мощности остатков помех и взвешенных внутренних шумов. В отличие от измерения со сканирующей антенной системой [8, 9] возможные амплитудные флуктуации ОС не будут приводить к смещению максимума ФП, фазовые флуктуации будут приводить к уменьшению максимума ФП. Если изменение фазы ОС на интервале наблюдения не превысит $\pi/6$, влияние флуктуаций можно считать незначительным. В этой связи алгоритм (2) применим и для флуктуирующих сигналов при более слабом условии $\tau_c > T_r I$.

Получение максимально-правдоподобной оценки

$$\widehat{\alpha}, \widehat{\beta} = \arg \max_{\alpha, \beta} \Psi(\alpha, \beta) \quad (3)$$

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

Для нахождения (3) введем прямоугольную сетку с размерами ячейки по азимуту и углу места $\Delta\alpha \times \Delta\beta$ и узлами сетки $\alpha_k = \alpha_{\text{гл}} + (k - (K + 1)/2)\Delta\alpha$; $\beta_m = \beta_{\text{гл}} + (m - (M + 1)/2)\Delta\beta$, где $(\alpha_{\text{гл}}, \beta_{\text{гл}})$ – азимут и угол места максимума главного лепестка ДН на передачу; $K = \lceil \Delta\alpha_{0,5}/\Delta\alpha \rceil$; $M = \lceil \Delta\beta_{0,5}/\Delta\beta \rceil$ – число узлов сетки; $\Delta\alpha_{0,5}$, $\Delta\beta_{0,5}$ – ширина главного лепестка ДН на передачу по уровню 0,5 от максимальной мощности; $k = \overline{1, K}$.

Вычислим значения $\Psi_{k,m} = \Psi(\alpha_k, \beta_m)$ ФП в узлах сетки и найдем максимальное значение $\Psi_{\text{max}} = \arg \Psi_{k,m}$ и его индексы $k_m, m_m = \arg \max_{k,m} \Psi_{k,m}$, которые дают грубую оценку

угловых координат ОС в виде $\widehat{\alpha} = \alpha_{k_m}$; $\widehat{\beta} = \beta_{m_m}$.

Уточнение оценки может быть выполнено способом наименьших квадратов или путем вычисления матрицы вторых производных [1].

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

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

что приводит к оценке вида

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

Для способа на основе матрицы вторых производных (МВП), фактически реализующего один шаг метода Ньютона поиска максимума функции двух переменных, вычислим вектор первых и матрицу вторых производных в численном виде:

$$\mathbf{f} = \begin{pmatrix} F_1 \\ F_2 \end{pmatrix}; F_1 = \frac{\Psi_{k_M+1, m_M} - \Psi_{k_M-1, m_M}}{2\Delta\alpha}; F_2 = \frac{\Psi_{k_M, m_M+1} - \Psi_{k_M, m_M-1}}{2\Delta\beta};$$

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

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

что приводит к оценке вида

$$\begin{pmatrix} \hat{\alpha}_C^H \\ \hat{\beta}_C^H \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{k_M} \\ \beta_{m_M} \end{pmatrix} - \mathbf{F}^{-1} \mathbf{f}. \quad (5)$$

Результаты исследования статистических характеристик оценок УК

Алгоритмы (4) и (5), реализуемые на основе (2) исследовались для случая измерителя на базе прямоугольной антенной решетки из 16 ненаправленных элементов (размер 4x4) с расстоянием между элементами в половину длины волны ($\Delta\alpha_{0,5} = \Delta\beta_{0,5} \approx 25^\circ$). В процессе исследования было установлено, что уточнение оценки (5) на основе построения матрицы вторых производных обладает несколько лучшими характеристиками при близком угловом положении источника помех и цели, чем способ на основе метода наименьших квадратов, поэтому все дальнейшие результаты приведены для оценок (5). Азимут и угол места цели случайным образом изменялись в пределах $\alpha(\beta)_C / \Delta\alpha_{0,5} = \pm 0,08$. Отношение сигнал/шум на выходе приемного элемента принималось равным 30 дБ. Угловые положения единственного источника помех с отношением помеха/шум на выходе приемного элемента 60 дБ изменялись случайным образом в пределах $\alpha(\beta)_П / \Delta\alpha_{0,5} = \pm 1,2$. Относительный размер ячейки сетки составлял $\Delta\alpha(\beta) / \Delta\alpha(\beta)_{0,5} = 0,04$.

На рисунке 1 приведены выборочные плотности вероятности $p(\delta\alpha(\beta))$ ошибок $\delta\alpha = \hat{\alpha} - \alpha_C$, $\delta\beta = \hat{\beta} - \beta_C$ оценивания азимута цели, построенные для достаточного (10^4) числа реализаций при оценке КМ по $Q = 32$ отсчетам.

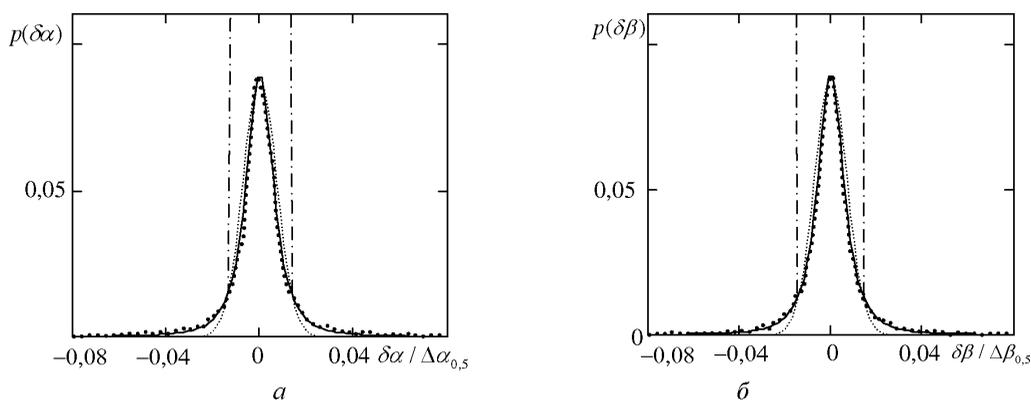


Рисунок 1. – Выборочные (круглые маркеры) и теоретические (сплошные кривые – Стьюдента, точечные – гауссовы) плотности вероятности ошибок оценки азимута (а) и угла места (б) цели

Как видно из графиков, смещение ошибки пеленгации по каждой координате равно нулю. Точечными кривыми показаны гауссовы плотности вероятности $w_H(\delta\alpha)$, $w_H(\delta\beta)$ с

вершинами $w_n(0) = p(0)$, сплошными кривыми – плотности вероятности, соответствующая распределению Стьюдента с двумя степенями свободы вида

$$w(x) = \frac{\xi}{2\left(1 + (x - m)^2 \xi^2\right)^{3/2}}, \quad (6)$$

где $m=0$ – математической ожидание ошибок; ξ – параметр, определяющий степень остроты вершины распределения и уровень его «хвостов».

Выборочная и теоретическая плотности вероятности совпадают с высокой точностью, то есть можно полагать, что ошибки пеленгации являются несмещенными и распределены по закону Стьюдента с двумя степенями свободы. График плотности вероятности Стьюдента, как и нормального распределения, является симметричным и колоколообразным, но с более тяжелыми «хвостами». Области «хвостов», где плотность вероятности Стьюдента существенно отличается от гауссовой, выделены на рисунке штрихпунктирными вертикальными линиями. Вероятности попадания результатов измерения в области «хвостов» составляют 0,06 и 0,167 для гауссова распределения и распределения Стьюдента, соответственно. Характерной особенностью распределения Стьюдента с двумя степенями свободы является отсутствие центральных моментов, начиная со второго порядка. Поэтому точность пеленгации необходимо оценивать с использованием соответствующих квантилей указанного распределения.

Аппроксимирующие выражения для параметра распределения Стьюдента

Для исследования эффективности радиолокационных измерителей и проведения математического моделирования радиолокационных средств необходимо вычислять параметр ξ распределения Стьюдента. Отметим, что в теоретическом плане нижняя граница для дисперсии оценки пеленгации определяется неравенством Рао-Крамера, но на практике сама дисперсия не существует. Это позволяет предположить, что нижняя граница Рао-Крамера связана с параметром ξ . Установим указанную связь.

Для среднего значения ФП запишем

$$\bar{\psi}(\alpha, \beta, A, \varphi) = -A^2 \sum_{i=1}^I \mathbf{f}^+(\alpha, \beta) \Phi_i^{-1} \mathbf{f}(\alpha, \beta) + 2A_c \text{Acos}(\varphi - \varphi_c) \sum_{i=1}^I \mathbf{f}^+(\alpha_c, \beta_c) \Phi_i^{-1} \mathbf{f}(\alpha, \beta), \quad (7)$$

где $\alpha_c, \beta_c, A_c, \varphi_c$ – истинные параметры ОС. В (7) исключены слагаемые, не зависящие от оцениваемых параметров.

Матрица Фишера имеет вид

$$\mathbf{I}_\Phi = \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 \bar{\psi}}{\partial \alpha^2} & \frac{\partial^2 \bar{\psi}}{\partial \alpha \partial \beta} & \frac{\partial^2 \bar{\psi}}{\partial \alpha \partial A} & 0 \\ \frac{\partial^2 \bar{\psi}}{\partial \alpha \partial \beta} & \frac{\partial^2 \bar{\psi}}{\partial \beta^2} & \frac{\partial^2 \bar{\psi}}{\partial \beta \partial A} & 0 \\ \frac{\partial^2 \bar{\psi}}{\partial \alpha \partial A} & \frac{\partial^2 \bar{\psi}}{\partial \beta \partial A} & \frac{\partial^2 \bar{\psi}}{\partial A^2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{\partial^2 \bar{\psi}}{\partial \varphi^2} \end{pmatrix}.$$

Матрица Фишера вычисляется при $\alpha = \alpha_c, \beta = \beta_c, A = A_c, \varphi = \varphi_c$, при этом ввиду $\varphi = \varphi_c$ все элементы четвертой строки и столбца, за исключением диагонального равны нулю. Элементы корреляционной матрицы ошибок пеленгации $\mathbf{K} = -\mathbf{I}_\Phi^{-1}$ определяют средние квадратические отклонения ошибок пеленгации по азимуту и углу места:

$$\sigma_{\alpha} = \sqrt{K_{1,1}}, \sigma_{\beta} = \sqrt{K_{2,2}}. \quad (8)$$

Для установления взаимосвязи параметров $\sigma_{\alpha(\beta)}$ и $\xi_{\alpha(\beta)}$ изменяем азимут источника помех, зафиксировав другие параметры ситуации, и оцениваем указанные параметры аналитически и имитационно. Результаты для случая отношения сигнал/шум 30 дБ, помеха/шум 60 дБ, $\alpha_c / \Delta\alpha_{0,5} = 0,04$, $\beta_c / \Delta\beta_{0,5} = 0$, $\beta_{II} / \Delta\beta_{0,5} = 0$ и различных значений $\alpha_{II} / \Delta\alpha_{0,5}$, $Q = 32$ приведены в таблице 1. На рисунке 2 приведена экспериментальная зависимость $\xi\Delta\alpha_{0,5}(\sigma_{\alpha} / \Delta\alpha_{0,5})$ для указанной ситуации.

Таблица 1. – Теоретические и экспериментальные значения σ_{α} и ξ

$\alpha_{II} / \Delta\alpha_{0,5}$	$\sigma_{\alpha} / \Delta\alpha_{0,5}$	$\xi\Delta\alpha_{0,5}$
0,4	0,0133	43,75
0,36	0,0146	38,75
0,32	0,0163	35,75
0,28	0,0184	32,5
0,24	0,0211	28,75
0,2	0,024	25

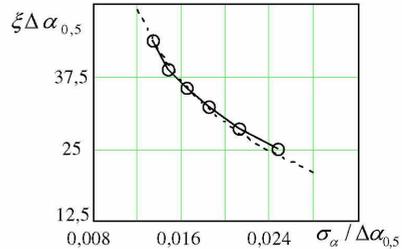


Рисунок 2. – Зависимость параметра $\xi\Delta\alpha_{0,5}$ распределения Стьюдента от нижней границы СКО $\sigma_{\alpha} / \Delta\alpha_{0,5}$

Как следует из таблицы 1 и рисунка 2 параметр ξ распределения Стьюдента обратно пропорционален СКО σ_{α} и может быть аппроксимирован зависимостью вида (пунктирная кривая на рисунке 2)

$$\xi = \frac{\gamma_{\xi}}{\sigma_{\alpha}} \quad (9)$$

со значением при заданных размерах ячейки сетки и числе отсчетов при формировании выборочной КМ $\gamma_{\xi} = 0,59$.

Таким образом, параметр ξ распределения Стьюдента обратно пропорционален среднеквадратическому отклонению ошибки в соответствии с границей Рао-Крамера с коэффициентом γ_{ξ} , определяемым размером ячейки сетки и числом отсчетов при формировании выборочной КМ. Указанный факт подтвержден в ходе компьютерного моделирования для представительного набора сигнально-помеховых ситуаций.

Точность оценивании угловых координат практически не зависит от числа отсчетов при $Q \geq 10N$. При уменьшении числа отсчетов точность уменьшается (рисунок 3).

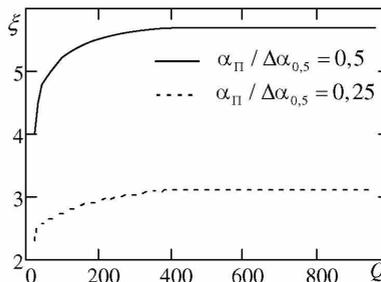


Рисунок 3. – Зависимость $\xi(Q)$ при $\Delta\alpha(\beta) / \Delta\alpha(\beta)_{0,5} = 0,04$

Указанная зависимость точности пеленгации от числа отсчетов соответствует известным [10] закономерностям резкого возрастания квадрата нормы ВВК, то есть

взвешенных внутренних шумов, при уменьшении числа отсчетов при формировании выборочной КМ процессов на выходах приемных каналов. Так, например, при $Q = 2N$ потери в ОСПШ, обусловленные возрастанием нормы ВВК по отношению к случаю точно известной КМ составляют около 3 дБ, а при $Q = N$ – уже около 10 дБ.

Выбор дискретности расчета функции правдоподобия

При уменьшении дискретности $\Delta\alpha, \Delta\beta$ расчета ФП, то есть размеров ячейки сетки по азимуту и углу места, в узлах которой вычисляются значения ФП, точность оценивания УК увеличивается. Однако общее число узлов $\frac{\Delta\alpha_{0,5}\Delta\beta_{0,5}}{\Delta\alpha\Delta\beta}$ сетки при двумерном пеленговании

может оказаться достаточно большим и составить величину от нескольких сотен до тысяч, что существенно затрудняет практическую реализацию измерителя.

Наибольшее влияние на размер ячейки сетки оказывает взаимное пространственное положение области $\alpha_{гл} \pm \Delta\alpha_{0,5} / 2; \beta_{гл} \pm \Delta\beta_{0,5} / 2$ наблюдения (ожидаемого прихода ОС) и помех $\alpha_{пт}$. Если в пределах области наблюдения источники помех отсутствуют, то ФП имеет «гладкий» характер с одним экстремумом (рисунок 4а) 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. Если в область наблюдения попадает хотя бы один источник помех, то ФП становится многоэкстремальной (рисунок 4б) и при больших размерах ячейки сетки может наблюдаться смещение оценок УК.

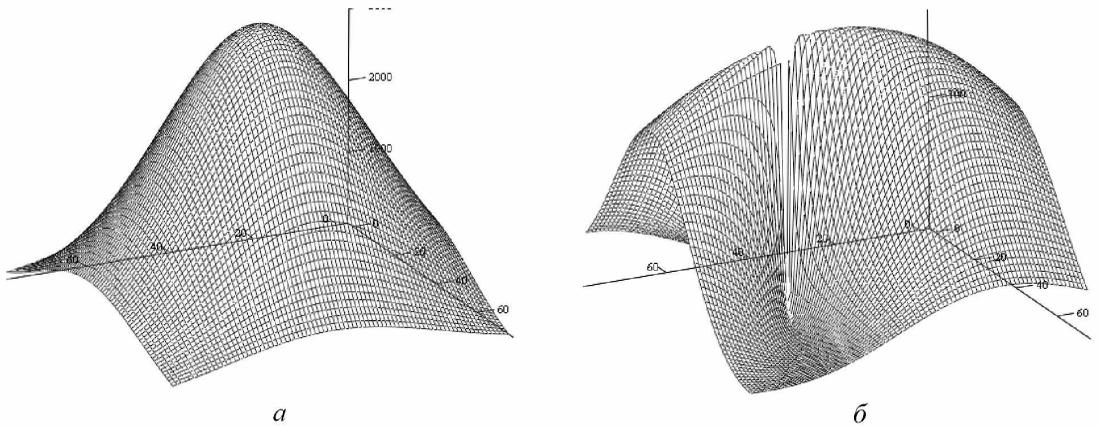


Рисунок 4. – Вид ФП при отсутствии (а) и наличии (б) помехи в пределах области наблюдения

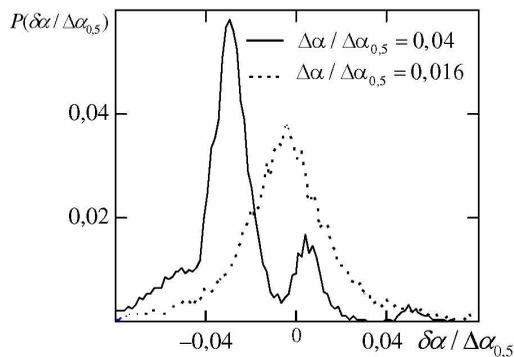


Рисунок 5. – Влияние размера ячейки сетки на точность оценивания угловых координат при $\alpha_{пл} / \Delta\alpha_{0,5} = 0,15$

Если помеха воздействует из области наблюдения, то при больших размерах ячейки сетки выборочные плотности вероятности могут деформироваться в сравнении с распределением Стьюдента ввиду неверного определения (пропуска истинного) максимума ФП. Для подтверждения этого на рисунке 5 для различных размерах ячейки стеки приведены выборочные плотности вероятности ошибок оценок УК при $\alpha_{п1} / \Delta\alpha_{0,5} = 0,15$.

При $\Delta\alpha / \Delta\alpha_{0,5} = 0,04$ выборочная плотность вероятности становится двухэкстремальной, причем положения максимумов не соответствуют ни угловому положению сигнала, ни помехи. Уменьшение размера ячейки сетки приводит к восстановлению единственного экстремума при нулевом смещении оценки. Зависимость математического ожидания ошибки пеленгации от нормированного углового положения источника помех для размеров ячейки сетки $\Delta\alpha / \Delta\alpha_{0,5} = 0,04$ и $\Delta\alpha / \Delta\alpha_{0,5} = 0,016$ приведена на рисунке 6.

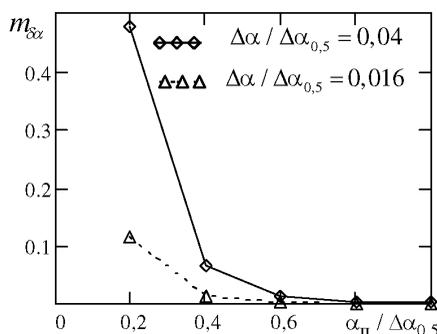


Рисунок 6. – Зависимость математического ожидания ошибок пеленгации от нормированного углового отклонения источника помех от ОС

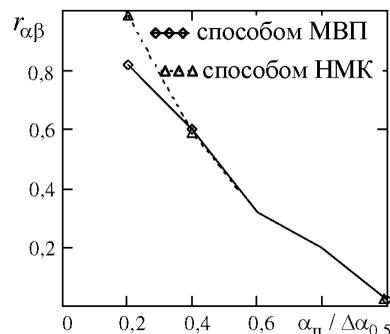


Рисунок 7. – Коэффициент корреляции ошибок по азимуту и углу места

При близком положении источника помех и цели коэффициент $r_{\alpha\beta}$ корреляции ошибок оценок по азимуту и углу места (рисунок 7) составляет 0,7...0,9, то есть ошибки сильно коррелированы. Удаление источника помехи от ОС приводит к уменьшению коэффициента корреляции ошибок. При $\alpha(\beta)_{п1} / \Delta\alpha(\beta)_{0,5} \geq 1$ оценки независимы.

Полученные результаты свидетельствуют о целесообразности адаптивного выбора размеров ячейки сетки (рисунок 8).

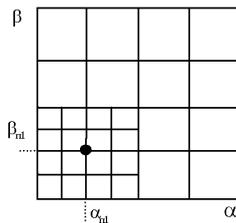


Рисунок 8. – К адаптивному выбору размеров ячейки сетки

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 $\hat{\alpha}_{п1m}$ источников помех, а также средние квадратические ошибки $\sigma_{\alpha(\beta)_{п1}}$;

размеры $\Delta\alpha(\beta)_{п1}$ ячейки сетки в угловых областях $\hat{\alpha}_{п1m} \pm 3\sigma_{\alpha_{п1}}$, $\hat{\beta}_{п1m} \pm 3\sigma_{\beta_{п1}}$ вблизи оценок УК источников помех в пределах области наблюдения выбираются минимально возможными $\Delta\alpha(\beta)_{п1} / \Delta\alpha_{0,5} = 0,01...0,02$;

в остальной части области наблюдения размеры ячейки сетки выбираются в пределах $\Delta\alpha(\beta)_n / \Delta\alpha_{0,5} = 0,05...0,2$; при попадании максимума на границу с разными размерами ячейки сетки вычисление МВП для оценок (5) соответствующим образом модифицируется.

Заключение

Полученные результаты позволяют обоснованно выбирать параметры реализации адаптивных алгоритмов функционирования радиолокационных измерителей угловых координат цели на базе многоканальных приемных систем. Установленный факт распределения ошибок оценивания угловых координат по закону Стьюдента с двумя степенями свободы необходимо учитывать при интерпретации результатов компьютерного моделирования и экспериментальных исследований измерителей угловых координат и при обосновании алгоритмов углового стробирования результатов измерений на этапе сопровождения цели.

Литература

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. Порсев, В. И. Моноимпульсная пеленгация в РЛС с цифровыми ФАР. Монография Монография / Под ред. В. И. Порсева. – М.: Радиотехника, 2019. – 160 с.
3. Журавлев, А. К. Адаптивные радиотехнические системы с антенными решетками / А. К. Журавлев и др. – Л.: Изд. Ленинградского ун-та, 1991. – 544 с.
4. Nickel, U. Monopulse Estimation with Adaptive Arrays / U. Nickel // IEE Proceedings, Pt.F. – 1993. – № 5. – P. 303 – 308.
5. Nickel, U. Radar Target Parameter Estimation with Array Antennas (Chapter 3) / U. Nickel, In Haykin, S. Litva, J. Shepherd // Radar Array Processing, Springer Series in Information Sciences, Springer – Verlag, Berlin. – 1993. – P. 47 – 98.
6. 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.
7. 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.
8. Козлов, С. В. Оценивание угловых координат в радиолокационных станциях с подсистемами пространственной компенсации помех / С. В. Козлов, Т. Х. Ву // Доклады БГУИР. – 2019. – № 4. – С. 48 – 56.
9. 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.
10. Robert, A. M. Introduction to Adaptive Arrays / A. M. Robert, W. M. Thomas // SciTech Publishing, Inc, Raleigh, NC 27615, 2004. – 552 p.