

ОСОБЕННОСТИ РЕАЛИЗАЦИИ АДАПТИВНЫХ АЛГОРИТМОВ ИЗМЕРЕНИЯ И ХАРАКТЕРИСТИКИ ОЦЕНОК УГЛОВЫХ КООРДИНАТ ЦЕЛИ В РАДИОЛОКАЦИОННОМ ИЗМЕРИТЕЛЕ С МНОГОКАНАЛЬНОЙ ПРИЕМНОЙ СИСТЕМОЙ

С.В. Козлов, Ле Ван Кьонг

Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники (БГУИР), Минск, Беларусь

Аннотация. Приведены модификации алгоритмов оценивания угловых координат 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 ФП в окрестности максимума по девяти значениям ФП в узлах сетки и оценку угловых координат (УК) отраженного сигнала (ОС). Показано, что оценки УК подчиняются закону Стьюдента с двумя степенями свободы. Исследованы статистические характеристики оценок угловых координат для различных параметров сигнально-помеховых ситуаций. Получены аппроксимирующие соотношения, связывающие параметр крутизны распределения с размером сетки по угловым координатам и числом отсчетов при формировании выборочной корреляционной матрицы (КМ) процессов на выходах приемных каналов и нижней границей Рао-Крамера для дисперсии измерения углов. Даны рекомендации по реализации алгоритма.

Ключевые слова: радиолокационный измеритель, угловые координаты, многоканальная приемная система, статистические характеристики, функция правдоподобия.

PECULIARITIES OF IMPLEMENTING ADAPTIVE ALGORITHMS FOR MEASUREMENT AND CHARACTERISTICS OF ESTIMATION OF ANGULAR COORDINATES OF THE TARGET IN THE RADAR METER WITH A MULTI-CHANNEL RECEIVING SYSTEM

S.V. Kozlov, Le Van Cuong

Belarusian State University of Informatics and Radioelectronics, Minsk, Belarus

Abstract. Given the modification of algorithms for estimating the azimuth and elevation of the target in the radar meter on the basis of a multiband antenna system, providing for calculation of values of the likelihood function (LF) node in the azimuth-elevation grid within the main lobe radiation pattern antenna transmission channel, searching for the maximum, the construction of the matrix of second derivatives of LF in the neighborhood of the maximum of the nine values of LF in the grid nodes and the estimation of the angular coordinates of the reflected signal. It is shown that the estimates of the angular coordinates obey the Student's law with two degrees of freedom. Statistical characteristics of estimates of angular coordinates for various parameters of signal-noise situations are investigated. Obtained approximating the ratio between the steepness parameter of the distribution grid size in angular coordinates and number of samples in the formation of the sample correlation matrix processes at the outputs of receiving channels and lower bound the Cramer-Rao variance for measuring angles. Recommendations for the implementation of the algorithm are given.

Keywords: radar meter, the angular coordinates, multi-channel reception system, the statistical characteristics of the likelihood function.

1. ВВЕДЕНИЕ

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.

Целью настоящей работы являются обоснование путей алгоритмической реализации и исследование свойств оценки угловых координат ОС в радиолокационном измерителе на базе несканирующей многоканальной приемной системы.

2. ОБОСНОВАНИЕ АЛГОРИТМОВ 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. ДН приемных каналов по азимуту α и углу места β описываются функциями $\dot{F}_n(\alpha, \beta)$. 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 $\tau_c \ll T_r I$, где T_r - период повторения импульсов ЗС, поэтому ОС можно считать нефлуктуирующим. Векторы

сигналов $y_{i,q}$ 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, для определенности Q -й является сигнальным, а остальные используются для оценивания корреляционных матриц (КМ) суммы внутренних шумов и внешних помех в каждом периоде повторения

$$\hat{\Phi}_i = \frac{1}{Q-1} \sum_{q=1}^{Q-1} y_{i,q} y_{i,q}^+.$$

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

$$y_{i,q} = y_{c,i,q} + y_{п,i,q} + y_{ш,i,q}, \quad (1)$$

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

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

$$\Psi(\alpha, \beta) = \left(\sum_{i=1}^I \hat{P}_{п+ш_i}(\alpha, \beta) \right)^{-1} \left| \sum_{i=1}^I \omega_i^+(\alpha, \beta) y_{i,Q} \right|^2, \quad (2)$$

где $\omega_i(\alpha, \beta) = \hat{\Phi}_i \mathbf{f}(\alpha, \beta)$ - оптимальный (по критерию максимума отношения сигнал/помеха+шум) вектор весовых коэффициентов приемных каналов; $\hat{P}_{п+ш_i}(\alpha, \beta) = \omega_i^+(\alpha, \beta) \hat{\Phi}_i \omega_i(\alpha, \beta) = \mathbf{f}^+(\alpha, \beta) \hat{\Phi}_i^{-1} \mathbf{f}(\alpha, \beta)$ - оценка мощности остатков внешних помех и взвешенных внутренних шумов при приеме ОС с углового направления (α, β) . Как следует из (2) оптимальный алгоритм обработки предусматривает когерентное суммирование результатов $\omega_i^+(\alpha, \beta) y_{i,Q}$ 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

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

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; $K = [\Delta\alpha_{0,5} / \Delta\alpha]$; $M = [\Delta\beta_{0,5} / \Delta\beta]$ – 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 $\hat{\alpha} = \alpha_{k_M}$; $\hat{\beta} = \beta_{m_M}$.

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

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

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

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

3. 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 ($\Delta\alpha_{0,5} = \Delta\beta_{0,5} \approx 25^\circ$). Азимут и угол ОС случайным образом изменяются в пределах $\alpha(\beta)_c / \Delta\alpha_{0,5} = \pm 0,08$. Угловые положения единственного источника помех с отношением помеха/шум на выходе приемного элемента 60 дБ изменялись случайным образом в пределах $\alpha(\beta)_п / \Delta\alpha_{0,5} = \pm 1,2$. Размер ячейки сетки составлял $\Delta\alpha(\beta) / \Delta\alpha(\beta)_{0,5} = 0,004 \dots 0,04$.

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 ОС, чем способ на основе метода наименьших квадратов, поэтому все дальнейшие результаты приведены для оценок (5).

На рис.1 приведены выборочные плотности вероятности $P(\delta\alpha(\beta))$ ошибок $\delta\alpha = \hat{\alpha} - \alpha_c$, $\delta\beta = \hat{\beta} - \beta_c$ оценивания азимута ОС, построенные для достаточного (10^4) числа реализаций при размерах ячейки сетки $\Delta\alpha(\beta) / \Delta\alpha(\beta)_{0,5} = 0,04$, $Q = 32$, положениях полезного сигнала в секторе $\alpha(\beta)_c / \Delta\alpha(\beta)_{0,5} = \pm 0,08$ и помехи в секторе $\alpha(\beta)_п / \Delta\alpha(\beta)_{0,5} = \pm 1,2$.

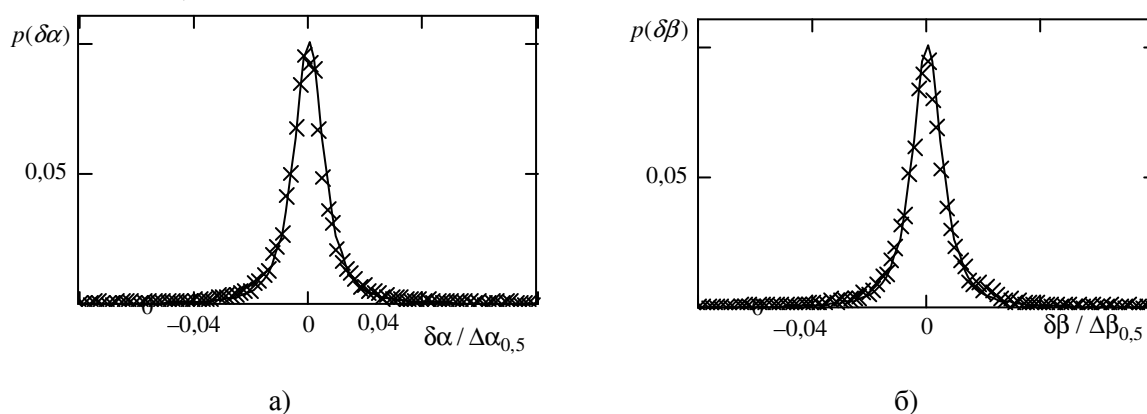


Рис.1. Выборочные (маркеры) и теоретические (сплошные кривые) плотности вероятности ошибок оценки азимута (а) и угла места (б) отраженного сигнала

Как видно из графиков, смещение ошибки пеленгации равно нулю. Сплошной кривой показана плотность 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 Стюдента с двумя степенями свободы. График плотности вероятности Стюдента, как и нормального распределения, является симметричным и колоколообразным, но с более тяжелыми хвостами, из-за чего реализации случайной величины с распределением Стюдента часто сильно отличаются от математического ожидания. Характерной особенностью распределения Стюдента с двумя степенями свободы является отсутствие центральных моментов, начиная со второго порядка. Поэтому точность пеленгации необходимо оценивать с использованием соответствующих квантилей указанного распределения.

Для исследования эффективности радиолокационных измерителей и проведения математического моделирования радиолокационных средств необходимо вычислять параметр ξ распределения Стюдента. 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

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

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, $\alpha_c / \Delta\alpha_{0,5} = 0,04$, $\beta_c / \Delta\beta_{0,5} = 0$, $\beta_{\Pi} / \Delta\beta_{0,5} = 0$ и различных значений $\alpha_{\Pi} / \Delta\alpha_{0,5}$, $Q = 32$ приведены в табл. 1. На рис. 2 приведена экспериментальная зависимость $\xi\Delta\alpha_{0,5}(\sigma_{\alpha} / \Delta\alpha_{0,5})$ для указанной ситуации.

Табл 1. Экспериментальная зависимость σ_{α} , ξ от углового отклонения источника помех

Нормированное угловое отклонение источника помех $\alpha_{\Pi} / \Delta\alpha_{0,5}$	Нормированная СКО пеленгации $\sigma_{\alpha} / \Delta\alpha_{0,5}$	Параметр $\xi\Delta\alpha_{0,5}$
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

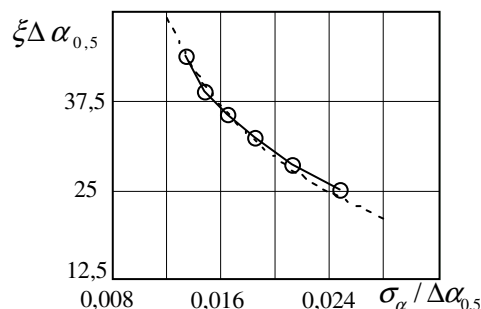


Рис .2. Зависимость параметра $\xi\Delta\alpha_{0,5}$ распределения Стьюдента от нижней границы СКО $\sigma_{\alpha} / \Delta\alpha_{0,5}$

Как следует из табл.1 и рис.2, параметр ξ распределения Стьюдента обратно пропорционален СКО σ_{α} и может быть аппроксимирован зависимостью вида (пунктирная кривая на рис. 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 (рис.3).

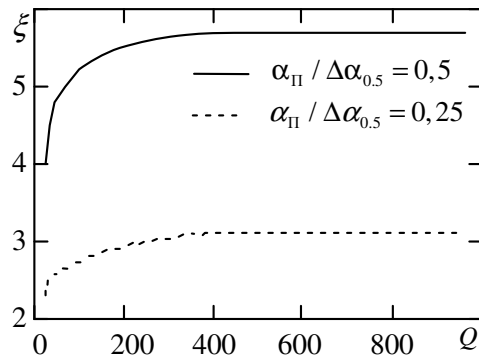


Рис .3. Зависимость $\xi(Q)$ при $\Delta\alpha(\beta)/\Delta\alpha(\beta)_{0,5} = 0,04$

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.

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 $\alpha_{ПМ}$ (рис. 4).

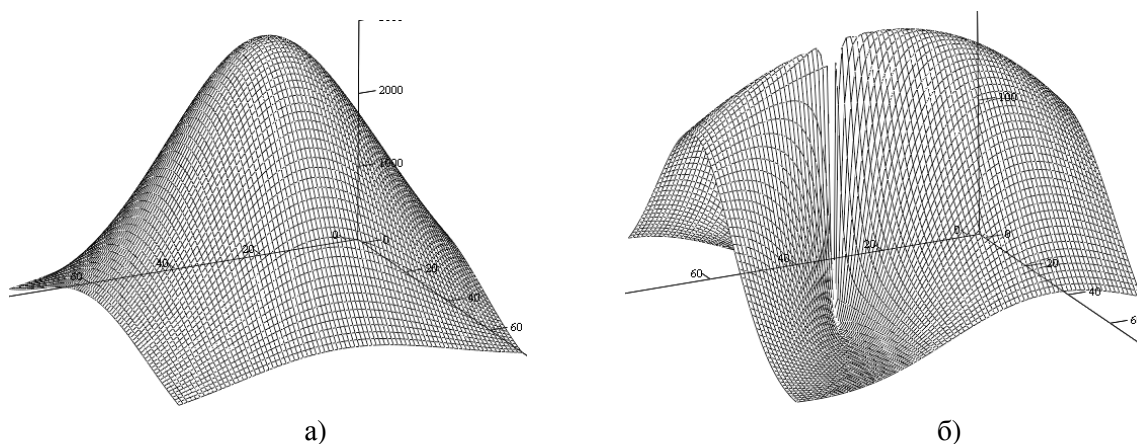


Рис .4. Вид ФП при отсутствии (а) и наличии (б) помехи в пределах области наблюдения

Если в пределах области наблюдения источники помех отсутствуют, то ФП имеет «гладкий» характер с одним экстремумом (рис. 4, а) 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 (рис.4, б) и при больших размерах ячейки сетки может наблюдаться смещение оценок УК.

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 рис. 5 для различных размерах ячейки стеки приведены выборочные плотности вероятности ошибок оценок УК при $\alpha_{п1} / \Delta\alpha_{0,5} = 0,15$.

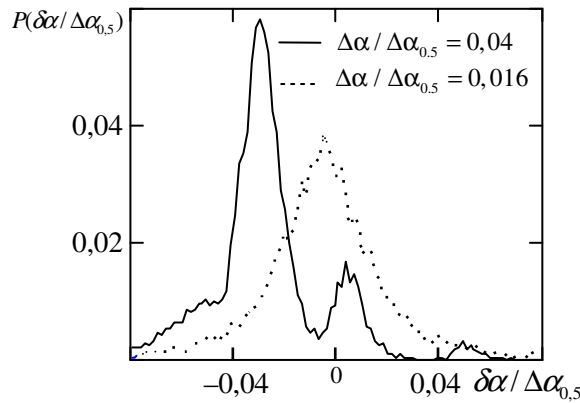


Рис .5. Влияние размера ячейки сетки на точность оценивания угловых координат при $\alpha_{п1} / \Delta\alpha_{0,5} = 0,15$

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 рис. 6.

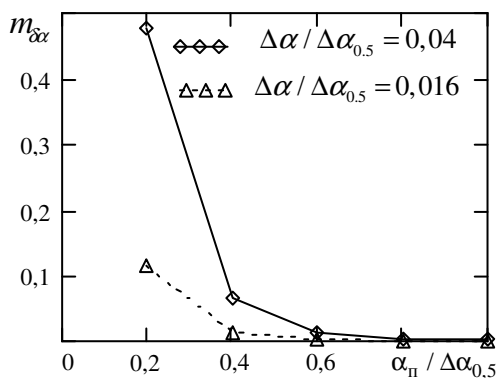


Рис.6.Зависимость математического ожидания ошибок пеленгации от нормированного углового отклонения источника помех от ОС

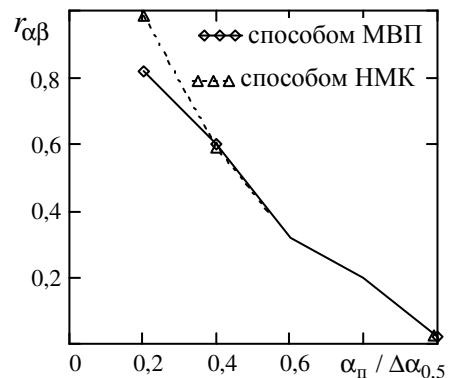


Рис .7. Коэффициент корреляции ошибок по азимуту и углу места

При близком положении источника помех и ОС коэффициент $r_{\alpha\beta}$ корреляции ошибок оценок по азимуту и углу места (рис. 7) составляет 0,7...0,9, то есть ошибки

сильно коррелированы. Удаление источника помеха от ОС приводит к уменьшению коэффициента корреляции ошибок. При $\alpha(\beta)_n / \Delta\alpha(\beta)_{0,5} \geq 1$ оценки независимы. Это свидетельствует о целесообразности адаптивного выбора размеров ячейки сетки (рис. 8), например, следующим образом:

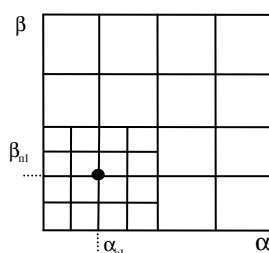


Рис.8. К адаптивному выбору размеров ячейки сетки

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 $\hat{\alpha}_{nm}$ источников помех, а также средние квадратические ошибки $\sigma_{\alpha(\beta)_n}$; размеры $\Delta\alpha(\beta)_n$ ячейки сетки в угловых областях $\hat{\alpha}_{nm} \pm 3\sigma_{\alpha_n}$, $\hat{\beta}_{nm} \pm 3\sigma_{\beta_n}$ вблизи оценок УК источников помех в пределах области наблюдения выбираются минимально возможными $\Delta\alpha(\beta)_n / \Delta\alpha_{0,5} = 0,01...0,02$;

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.

4.ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Полученные результаты могут быть использованы при разработке алгоритмов функционирования и исследовании эффективности радиолокационных измерителей угловых координат на базе многоканальных приемных систем.

ЛИТЕРАТУРА

1. Wulf D.W. Radar, Sonar and Navigation Series 26: Radar Techniques Using Array Antennas 2nd edition – The Institution of Engineering and Technology, London, U.K, 2013. – 558 p.
2. Порсев В.И. Моноимпульсная пеленгация в РЛС с цифровыми ФАР. М.: Радиотехника, 2019. –160 с.
3. Журавлев А.К., др. Адаптивные радиотехнические системы с антенными решетками. Л.: Изд. Ленинградского ун-та,1991. –544 с.
4. Nickel U. Monopulse Estimation with Adaptive Arrays // IEE Proceedings, Pt.F. –1993. – №5. P. 303-308.
5. Nickel U., Haykin S., Shepherd T. J. Radar Target Parameter Estimation with Array Antennas (Chapter 3) // 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 // Информационно-управляющие системы. – 2016. – №1. – С. 88–92.

7. Карпухин В.И., Козлов С.В., Сергеев В.И. Синтез вариантов структуры радиолокационных измерителей угловых координат с адаптивной пространственной компенсацией помех // Антенны. – 2010. – №6. – С.71–76.
8. Козлов С.В., Ву Т.Х. Оценивание угловых координат в радиолокационных станциях с подсистемами пространственной компенсации помех // Доклады БГУИР. 2019. – № 4. – С.48-56.
9. Козлов С.В., Ву Т.Х. Алгоритмы обработки сигналов в радиолокационных измерителях угловых координат со сканирующей многоканальной антенной системой// 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: SciTech Publishing, Inc, Raleigh, NC 27615, – 2004. – 552 p.

REFERENCES

1. Wulf, D.W. Radar, Sonar and Navigation Series 26: Radar Techniques Using Array Antennas 2nd edition. The Institution of Engineering and Technology, London, U.K, 2013. – 558 p.
2. Porsev, V.I. Monopulse direction finding in radars with digital headlights. Monograph .M.: Radio engineering, 2019. –160 p.
3. Zhuravlev, A.K. Adaptive radio systems with antenna arrays .L.: Ed. Leningrad University, 1991. – 544 p.
4. Nickel, U. Monopulse Estimation with Adaptive Arrays // IEE Proceedings, Pt.F. –1993. – №5. P. 303-308.
5. Nickel, U., Haykin S., Shepherd, T.J. Radar Target Parameter Estimation with Array Antennas (Chapter 3) // Radar Array Processing, Springer Series in Information Sciences, Springer-Verlag, Berlin, –1993. P. 47–98.
6. Chizhov, A.A. Superresolving of radar targets when exposed to active noise interference along the main and near side lobes of the radar antenna radiation pattern // Information and control systems. - 2016. - No. 1. - P. 88–92.
7. Karpukhin, V.I., Kozlov S.V., Sergeev, V.I. Synthesis of structural options for radar angular coordinate meters with adaptive spatial interference compensation // Antennas. - 2010. –№6. - P. 71–76.
8. Kozlov, S.V., Vu, T.H., Estimation of angular coordinates in radar stations with subsystems of spatial interference compensation // Reports of BSUIR. 2019.- No. 4. - P.48-56.
9. Kozlov, S.V., Vu, T.H., Algorithms for signal processing in radar angular coordinate meters with a scanning multi-channel antenna system// Journal of Radio Electronics [electronic journal].– 2019. – №11. Access mode: <http://jre.cplire.ru/jre/nov19/10/text.pdf>.DOI10.30898/ 1684-1719.2019.11.10.
10. Robert, A.M. Introduction to Adaptive Arrays: SciTech Publishing, Inc, Raleigh, NC 27615, – 2004. – 552 p.