

УЧЕТ ПОГРЕШНОСТЕЙ ЗНАЧЕНИЙ КООРДИНАТ ЭЛЕМЕНТОВ И ПАРАМЕТРОВ АНТЕННЫХ СИСТЕМ ПРИ ОПРЕДЕЛЕНИИ ПЕЛЕНГОВ ИСТОЧНИКОВ РАДИОИЗЛУЧЕНИЯ

А.А. Грешилов, М.М. Скобелев

МГТУ им. Н.Э. Баумана, Москва, Россия

e-mail: agresh@mail.ru

Получен технический результат — повышение точности пеленгации при приеме радиосигналов нескольких источников радиоизлучения, работающих на одной частоте, с использованием антенных систем (АС), состоящих из слабонаправленных элементов (вibratorов). Повышение точности пеленгации достигается за счет использования алгоритма идентификации параметров АС, входящих в формулы расчета пеленгов с помощью алгоритмов конфлюэнтного анализа: формируется логарифмическая функция правдоподобия, включающая в себя все параметры, входящие в формулы для получения пеленгов. Функционал, точка минимума которого есть искомое решение, для важного в практике частного случая (когда погрешности δ_i и ε_i некоррелированы) имеет вид

$$F_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left[\frac{(x_i - \xi_i)^2}{\sigma^2(x_i)} + \frac{(y_i - \eta_i)^2}{\sigma^2(y_i)} \right].$$

Отсюда получены системы уравнений

$$\sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \eta_i)}{\sigma^2(y_i)} \frac{\partial f}{\partial \Theta_j} = 0, \quad j = \overline{1, m}; \quad i = \overline{1, n}; \quad n \geq m,$$

при $\frac{x_i - \xi_i}{\sigma^2(x_i)} + \frac{y_i - \eta_i}{\sigma^2(y_i)} \frac{\partial f}{\partial \xi_i} = 0$. Первое уравнение позволяет определить значения пеленгов при измеренных значениях входящих в расчет переменных $\xi_i \in D_i$; второе — выбрать наиболее вероятное значение $\xi_i \in D_i$, которое и будет участвовать в следующей итерации расчета пеленгов. Значения пеленгов рассчитываются посредством итерационного процесса с уточнением значения ξ элементов АС и сигнала у амплитудно-фазового распределения, входящих в определение пеленгов. Для получения интервальных оценок значений пеленгов вычисляется корреляционная матрица ошибок искомых значений пеленгов как обратная матрица вторых производных функционала F_1 при найденных значениях пеленгов.

Ключевые слова: пеленг, антенные системы, конфлюэнтный анализ, итерационный процесс, обратная матрица.

ACCOUNTING OF ERRORS OF THE COORDINATES OF ELEMENTS AND PARAMETERS OF ANTENNA SYSTEMS FOR DETERMINING DIRECTION OF SOURCES OF RADIO EMISSION

A.A. Greshilov, M.M. Skobelev

Bauman Moscow State Technical University, Moscow, Russia

e-mail: agresh@mail.ru

The technical result is obtained which consists in accuracy improvement of direction-finding when receiving radiosignals from several radio sources of the same frequency with the use of the antenna system (AS) comprising poorly directed elements (dipoles). Improving the direction-finding accuracy is achieved through the use of algorithm

for identification of AS parameters entering the formulas for bearing calculation using algorithms of confluent analysis. The logarithmic likelihood function is formed which includes all parameters entering the formula for bearing calculation. For the special case that is important in practice when the errors δ_i и ε_i are not correlated, the functional, whose point of minimum is the desired solution, has the form

$$F_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left[\frac{(x_i - \xi_i)^2}{\sigma^2(x_i)} + \frac{(y_i - \eta_i)^2}{\sigma^2(y_i)} \right].$$

From here the system of equations is derived

$$\sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \eta_i)}{\sigma^2(y_i)} \frac{\partial f}{\partial \Theta_j} = 0, \quad j = \overline{1, m}, \quad i = \overline{1, n}, \quad n \geq m,$$

with

$$\frac{x_i - \xi_i}{\sigma^2(x_i)} + \frac{y_i - \eta_i}{\sigma^2(y_i)} \frac{\partial f}{\partial \xi_i} = 0.$$

The first equation provides determination of bearing values with the measured values of the variables $\xi_i \in D_i$ included in the calculation, the second equation makes it possible to choose the most probable value $\xi_i \in D_i$ that will be involved in the next iteration of the bearing calculation. Bearing values are calculated by means of the iterative process, by specifying values of the elements ξ of antenna system and the signal y of amplitude phase distribution, entering the bearing definition. To obtain interval estimates of the bearing values, the correlation matrix of errors of bearing values is calculated as the inverse matrix of second derivatives of the functional F_1 with the found bearing values.

Keywords: bearing, antenna systems, confluent analysis, iterative process, inverse matrix.

Многосигнальная пеленгация источников радиоизлучения (ИРИ) имеет место в процессе мониторинга радиоэлектронной обстановки при многолучевом распространении радиоволн, воздействии преднамеренных и непреднамеренных помех, отражениях сигнала от различных объектов и слоев атмосферы. Повышение точности определения пеленгов источников ИРИ имеет принципиальное значение.

Пеленгация ИРИ проводится при использовании пеленгаторов, имеющих различную пространственную конфигурацию антенных систем (АС). Наиболее распространенными являются круговые и линейные АС.

В круговой АС (рис. 1, а) в качестве фазового центра (точки, относительно которой происходит измерение фаз сигналов, приходящих на элементы антенной системы), как правило, берется центр окружности. В линейной АС (рис. 1, б) в качестве фазового центра выбирается один из элементов АС (вibratorов).

Ставится задача определения следующих параметров присутствующих в эфире ИРИ:

- число ИРИ;
- амплитуды (мощности) излучаемых сигналов;

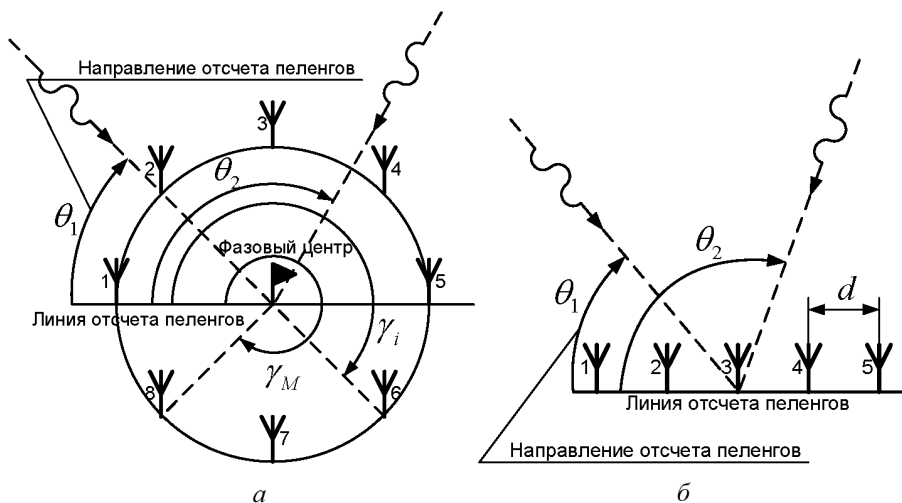


Рис. 1. Пространственные конфигурации антенных систем:

а — круговая, *б* — линейная

— азимуты (пеленги) ИРИ;

— углы места ИРИ.

Поскольку на результаты измерений неизбежно накладывается погрешность, а также имеют место ошибки измерений, обусловленные используемой аппаратурой, необходимо получить не только точечные оценки искомых параметров, но и их ковариационные матрицы или, по крайней мере, дисперсии.

Известны способы пеленгации с повышенной разрешающей способностью [1, 2]. Но нам не известны работы, в которых при определении пеленгов ИРИ учитывались бы погрешности всех параметров, участвующих в определении значений пеленгов.

В патенте [2] задача решается с помощью l_p -регуляризации. Этот способ требует достаточно много времени для обработки сигнала, что не позволяет его применить в оперативной обстановке, и квалифицированных операторов, так как в методе необходимо для каждого измерения задавать значения параметра регуляризации и показатель степени регуляризирующего функционала. Однозначных подходов для их выбора не существует.

Способ [1] многосигнальной пеленгации ИРИ на одной частоте включает в себя прием многолучевого сигнала посредством многоэлементной АС, синхронное преобразование ансамбля принятых сигналов, зависящих от времени и номера элемента АС, в цифровые сигналы, преобразование цифровых сигналов в сигнал-вектор амплитудно-фазового распределения $y(u, \theta, \beta)$, описывающий распределение амплитуд и фаз на элементах АС.

И в этих способах не учитываются погрешности значений координат элементов и параметров АС: значения, измеренные с погрешно-

стью, принимаются в качестве истинных. В действительности каждая координата параметра АС имеет свою погрешность измерения и истинное значение принадлежит некоторому интервалу. Определить следует именно истинные значения координат. Известно, что при определении оценок параметров функции будут получены смещенные оценки параметров, если не учтены погрешности всех входящих в расчет параметров (конфлюэнтный анализ) [3]. Таким образом, если не учитывать погрешности всех участвующих в расчете параметров, будут получены неверные значения пеленгов и их погрешностей.

В общем случае математическая модель задачи определения пеленгов имеет следующий вид:

$$\mathbf{A}(\theta, \beta, t) \mathbf{u} + \mathbf{n}(t) = \mathbf{y}(t), \quad t = \{t_1; t_2; \dots; t_T\}, \quad (1)$$

где матрица $\mathbf{A}(\theta, \beta, t)$ формируется с учетом вида сигналов пеленгуемых ИРИ и пространственной конфигурации АС, $\mathbf{n}(t)$ — вектор аддитивной помехи с нулевым математическим ожиданием и ковариационной матрицей вида $\sigma^2 \mathbf{I}$ (\mathbf{I} — единичная матрица, σ — среднеквадратическое отклонение (СКО)). Система (1) — система нелинейных уравнений относительно неизвестных θ , β и \mathbf{u} .

Для линейной АС с фазовым центром, расположенным на крайнем вибраторе, элементы матрицы $\mathbf{A}(\theta, \beta, t)$ имеют вид

$$\begin{aligned} a_m(\theta_k, \beta_k, t) &= \\ &= \exp \{j [2\pi f_0 t + \varphi_k + (m-1)(2\pi/\lambda) d \cos \theta_k \cos \beta_k]\}, \quad (2) \\ & \quad m = 1, 2, \dots, M, \quad k = 1, 2, \dots, K, \end{aligned}$$

где $j = \sqrt{-1}$ — мнимая единица; f_0 — частота сигналов, излучаемых пеленгуемыми ИРИ; φ_k — начальная фаза k -го сигнала; λ — длина волны сигналов ИРИ; d — расстояние между соседними элементами АС; M — число элементов в АС.

Выход y_m m -го элемента круговой АС имеет вид

$$\begin{aligned} y_m(\mathbf{u}, \theta, \beta) &= \\ &= \sum_{i=1}^K u_i \exp(j[2\pi f_0 t + (2\pi R/\lambda) \cos(\theta_i - \gamma_m) \cos \beta_i + \alpha_i]), \quad (3) \end{aligned}$$

где K — число сигналов, одновременно поступивших на АС; \mathbf{u} — вектор амплитуд (мощностей) сигналов, излучаемых ИРИ; θ, β — векторы азимутальных и угломестных пеленгов ИРИ; R — радиус круговой АС; λ — длина волны сигнала, излучаемого ИРИ; α_i — начальная фаза i -го сигнала; γ_m — угол между линией, проведенной через центр АС и ее m -й элемент, и линией отсчета азимутальных пеленгов.

Требуется определить для каждого одновременно поступившего на АС сигнала амплитуду (мощность) u_k , азимутальный пеленг θ_k и

угломестный пеленг β_k . Причем надо учесть при этом не только погрешность выхода y_m m -го элемента АС, но и погрешности f_0 — частоты сигналов, излучаемых пеленгуемыми ИРИ, φ_k — начальной фазы каждого сигнала, R — радиуса окружности, вдоль которой расположены элементы круговой антенной системы, λ — длины волны сигналов ИРИ, d — расстояния между соседними элементами АС, γ_i ($i = 1; 2; \dots; M$) — углов между линией отсчета пеленгов и линией, проведенной через центр окружности и i -й элемент АС (для круговой АС) (см. рис. 1). Все они дают свой вклад в погрешности определения пеленгов. При необходимости получать точность пеленга, равную долям градуса, необходим учет всех источников погрешности.

Рассмотрим алгоритм конфлюэнтного анализа сигналов, который позволит учесть неопределенности всех значений, участвующих в расчете.

Наиболее часто применяется пассивная схема конфлюэнтного анализа при обработке экспериментального материала (сигналов). Обозначим для рассматриваемого случая x — измеренные значения параметров АС, входящие в расчет пеленгов, ξ — неизвестные истинные значения параметров АС, входящие в расчет пеленгов, y — измеренный выход y_m m -го элемента АС, η — неизвестное точное значение выхода y_m m -го элемента АС.

Для упрощения формул будем считать, что требуется найти интервальную оценку параметра θ функции выхода y_m m -го элемента АС $\eta = f(\xi, \theta)$, когда точные значения функции η и аргумента ξ определить нельзя, а вместо них измеряются случайные величины y и x , связанные с η и ξ следующим образом:

$$x_i = \xi_i + \delta_i; \quad y_i = \eta_i + \varepsilon_i, \quad i = \overline{1, n}, \quad (4)$$

где δ_i и ε_i — соответственно ошибки значений переменных ξ и функции η .

Пусть имеем ряд экспериментальных значений $\{x_i\} \in \mathbf{X}$ и соответствующий ряд значений функции $\{y_i\} \in \mathbf{Y}$, $i = 1, 2, \dots, n$; $n \geq m$, где m — число оцениваемых параметров θ . Будем считать, что переменные x_i и y_i не являются детерминированными, но являются выборками из генеральных совокупностей \mathbf{X} и \mathbf{Y} с известными функциями распределений. Переменные $x_i = \xi_i + \delta_i$ и $y_i = \eta_i + \varepsilon_i$ могут быть статистически зависимыми или независимыми, коррелированными или некоррелированными.

В основном будем иметь дело с выборками из n независимых наблюдений из одного и того же распределения. Пусть $f_1(x_i/\theta)$ и $f_2(y_i/\theta)$ — соответственно плотности распределения случайных величин x_i и y_i , если x_i и y_i непрерывны, либо соответственно вероятности

значений x_i и y_i , если распределения x_i и y_i дискретны; т.е. y_i, x_i — случайные величины.

Соответственно распределения $f_1(x_i/\theta)$ и $f_2(y_i/\theta)$ могут быть как одномерными, так и многомерными.

Найдем выражение для совместной плотности вероятности экспериментальных данных при условии, что ξ_i и η_i связаны функциональной зависимостью, но их погрешности δ_i и ε_i являются независимыми при переходе от одной точки (x_i, y_i) к другой. Тогда совместная плотность вероятности получить одновременно значения x_i и y_i составляет

$$P_i = f_1(x_i/\theta) f_2(y_i/\theta).$$

Совместная плотность вероятности (функция правдоподобия) получить n статистически независимых точек (x_i, y_i) равна

$$L = \prod_{i=1}^n P_i = \prod_{i=1}^n f_1(x_i/\theta) f_2(y_i/\theta).$$

Для нас важен тот факт, что в выражения для совместной плотности вероятности входят математические ожидания экспериментальных данных, экспериментальные значения и оцениваемые параметры, так как $f_1(x_i/\theta)$ — функция математического ожидания ξ_i , экспериментальных значений x_i и параметров θ ; $f_2(y_i/\theta)$ — функция математического ожидания η_i , экспериментальных значений y_i, x_i и параметров θ . Кроме того, нам известно функциональное соотношение

$$\eta_i = f(\xi_i, \theta),$$

которое порождает структурные соотношения между наблюдаемыми случайными величинами x_i и y_i :

$$y_i = \psi(x_i, \theta, \delta_i, \varepsilon_i) \text{ или } y_i = f(x_i - \delta_i, \theta) + \varepsilon_i$$

при аддитивных помехах (4).

Таким образом, в поставленной задаче следует отметить две проблемы: первая — каким образом ввести в рассмотрение погрешность аргумента, в нашем случае погрешность всех участвующих в расчете пеленгов величин; вторая состоит в том, что функционалы, которые требуется минимизировать при отыскании оценок пеленгов, имеют сложную форму и соответствующие системы уравнений для определения этих же оценок не линейны.

Наиболее часто в практике встречается распределение Гаусса. Найдем вид функционала, из которого затем могут быть получены оценки искомых параметров (пеленгов и наиболее вероятных значений всех параметров, участвующих в расчете).

Пусть экспериментальные значения x_i, y_i — случайные величины, каждая из которых имеет функцию плотности вероятностей (ф.п.в.),

описываемую функцией Гаусса соответственно с математическими ожиданиями ξ_i и η_i , дисперсиями $\sigma^2(x_i)$ и $\sigma^2(y_i)$ и коэффициентом корреляции $\rho(x_i, y_i) = \rho_i$. Тогда плотность вероятности получить точку с координатами (x_i, y_i) равна

$$P_i = \frac{1}{2\pi\sigma(x_i)\sigma(y_i)\sqrt{1-\rho_i^2}} \exp\left[-\frac{u_{1i}^2 - 2\rho_i u_{1i}u_{2i} + u_{2i}^2}{2(1-\rho_i^2)}\right],$$

где $u_{1i} = \frac{x_i - \xi_i}{\sigma(x_i)}$; $u_{2i} = \frac{y_i - \eta_i}{\sigma(y_i)}$.

Совместная плотность вероятности получить n независимых таких точек $L = \prod_{i=1}^n P_i$ и

$$\ln L = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left[\frac{(x_i - \xi_i)^2}{\sigma^2(x_i)} - 2\rho_i \frac{(x_i - \xi_i)(y_i - \eta_i)}{\sigma(x_i)\sigma(y_i)} + \frac{(y_i - \eta_i)^2}{\sigma^2(y_i)} \right] \frac{1}{1-\rho_i^2} + \text{const.}$$

Оценки искомым параметров θ находятся из условия минимума функционала

$$F = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{1}{1-\rho_i^2} \left[\frac{(x_i - \xi_i)^2}{\sigma^2(x_i)} - 2\rho_i \frac{(x_i - \xi_i)(y_i - \eta_i)}{\sigma(x_i)\sigma(y_i)} + \frac{(y_i - \eta_i)^2}{\sigma^2(y_i)} \right]. \quad (5)$$

Для важного в практике частного случая, когда погрешности δ_i и ε_i некоррелированы, выражение (5) примет вид

$$F_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left[\frac{(x_i - \xi_i)^2}{\sigma^2(x_i)} + \frac{(y_i - \eta_i)^2}{\sigma^2(y_i)} \right]. \quad (6)$$

Теперь рассмотрим задачу отыскания минимума функционалов типа (5)–(6) по параметрам θ .

Нам не известны истинные значения абсцисс экспериментальных точек, а известны только их доверительные области. Перед тем как приступить к определению точки минимума функционалов (5), (6) по θ , требуется каким-то образом определить ξ_i и только затем, подставив выражения для ξ_i и η_i в функционал, приступить к отысканию минимума получившейся функции нескольких переменных.

Искомые значения ξ_i определяются из условий

$$\frac{\partial F}{\partial \xi_i} = 0, \quad i = \overline{1, n}, \quad (7)$$

а оценки параметров Θ —

$$\frac{\partial F}{\partial \eta} \frac{\partial \eta}{\partial \Theta_j} = 0, \quad j = \overline{1, m}. \quad (8)$$

Очевидно, что получаемые оценки ξ_i должны принадлежать области неопределенности D_i измеренных значений x_i , т.е. $\xi_i \in D_i$. В условиях, когда известен закон распределения погрешности измерения x_i , это условие может быть выражено в более конкретной форме: при нормальном законе распределения случайной величины x_i можно взять $|x_i - \xi_i| \leq k\sigma(x_i)$, где коэффициент k определяется выбранным уровнем доверия.

Таким образом, например, задача минимизации функционала (6) при условии (7) эквивалентна решению системы уравнений

$$\sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \eta_i)}{\sigma^2(y_i)} \frac{\partial f}{\partial \Theta_j} = 0, \quad j = \overline{1, m}, \quad i = \overline{1, n}, \quad n \geq m \quad (9)$$

при

$$\frac{x_i - \xi_i}{\sigma^2(x_i)} + \frac{y_i - \eta_i}{\sigma^2(y_i)} \frac{\partial f}{\partial \xi_i} = 0. \quad (10)$$

Выражение (9) позволяет определить значения пеленгов при известных $\xi_i \in D_i$; уравнение (10) позволяет выбрать наиболее вероятное значение $\xi_i \in D_i$.

Выразить в явном виде ξ из условия (10) не всегда удается. Поэтому проще решать задачу итерациями: сначала любым известным способом решают задачу нахождения оценок пеленгов θ при фиксированном $\xi = x$ (как все и поступают и считают, что задача решена). Затем определяют оценки ξ по формуле (10) и возвращаются к системе (9) до тех пор, пока не будет получено в итерационном процессе наиболее вероятное решение (решения на соседних итерациях близки).

Рассмотрим применение изложенного подхода к задаче определения оценок параметров для случая, когда на одной частоте поступили несколько сигналов, т.е.

$$\eta = f(\xi_1, \dots, \xi_m, \theta_1, \dots, \theta_n) \quad (11)$$

с погрешностями в системе уравнений (9), (10) и в правой части при условии, что все ошибки измерений суть независимые нормально распределенные случайные величины с нулевыми средними и известными дисперсиями $\sigma^2(x_{ij})$ и $\sigma^2(y_j)$. В этом случае функционал (6) будет иметь вид

$$F_1 = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{i=1}^n \frac{(x_{ij} - \xi_{ij})^2}{\sigma^2(x_{ij})} + \frac{(y_j - f(\xi, \theta))^2}{\sigma^2(y_j)} \right\}, \quad (12)$$

а ограничение $\xi_i \in D_i$ можно записать так:

$$|x_{ij} - \xi_{ij}| \leq 3\sigma(x_{ij}). \quad (13)$$

В выражении (12) функция $f(\xi, \theta)$ содержит сумму функций, описывающих сигналы, пеленги которых подлежат определению.

В рассматриваемом случае ошибки измерений считаются статистически независимыми для упрощения вида функционала F_1 (12).

Элементы ковариационной матрицы ошибок (матрицы рассеивания) для оценок искомых параметров рассчитываются как элементы матрицы, обратной матрице M :

$$M_{ij} = - \left. \frac{\partial^2 F}{\partial \Theta_i \partial \Theta_j} \right|_{\theta = \hat{\theta}}, \quad (14)$$

где $\hat{\theta}$ — полученные оценки параметров (пеленгов) θ .

Получение значений пеленгов ИРИ при исходных данных с погрешностью осуществляют любым известным способом.

1. Находят значения пеленгов при заданных значениях характеристик АС (используют измеренные значения, т.е. с погрешностями) [4–8].

2. При найденных значениях пеленгов вычисляют наиболее вероятные значения параметров АС ξ по формулам (10).

3. Подставляют найденные значения ξ в (9) или в те выражения, по которым определялись значения пеленгов в пункте 1, и находят уточненные значения пеленгов.

4. Пункты 2 и 3 повторяют до тех пор, пока итерационный процесс не сойдется: т.е. пока не будут выполнены условия

$$\sum_{i=1}^n \left| \frac{\theta_i^v - \theta_i^{v+1}}{\theta_i^v} \right| \leq E_1; \quad \sum_{i=1}^n \left| \frac{\xi_i^v - \xi_i^{v+1}}{\xi_i^v} \right| \leq E_2$$

или не будет исчерпан лимит итераций. Здесь v — номер итерации, а E_1, E_2 — задаваемые точности.

5. После завершения итерационного процесса вычисляется корреляционная матрица ошибок искомых значений пеленгов (14) как обратная матрица вторых производных функционала (12) при найденных значениях пеленгов.

Полученные новые значения ξ_{ij} , рассчитанные в пункте 2, должны удовлетворять условию (13). Если это не так, то те ξ_{ij} , которые выходят за указанные границы, заменяются на значения ближайшей граничной точки; после пересчета ξ те наборы ξ_j , при которых произошло увеличение соответствующих слагаемых функционала

$$F_j = \sum_{i=1}^n \frac{(x_{ij} - \xi_{ij})^2}{\sigma^2(x_{ij})} + \frac{[y_j - f(\xi_j, \theta)]}{\sigma^2(y_j)}$$

по сравнению с предыдущей итерацией, заменяются значениями с предыдущего шага.

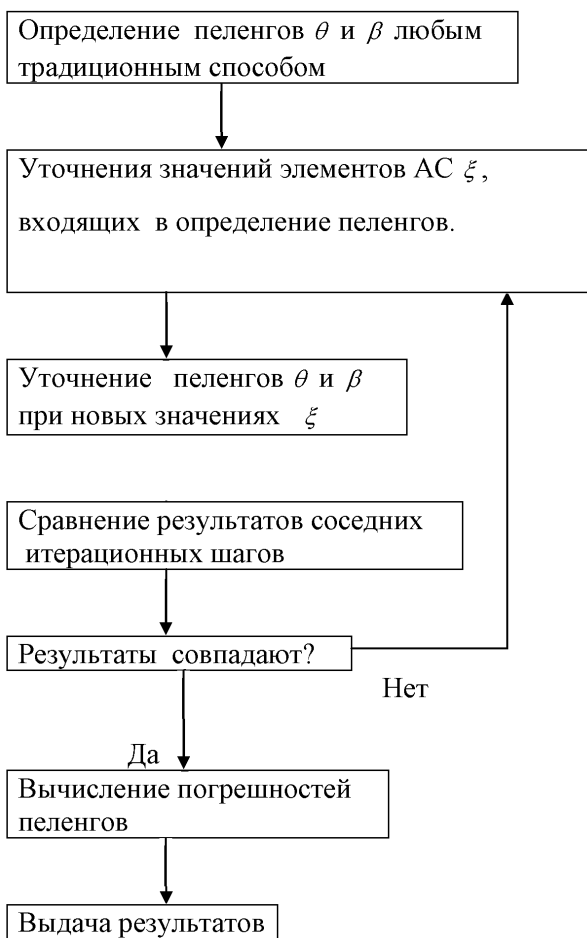


Рис. 2. Итерационный способ уточнения оценок пеленгов ИРИ

Операции способа поясняются на рис. 2 схемой устройства определения пеленгов.

Изложенный способ имеет высокое быстродействие, так как не содержит в себе операций, требующих больших вычислительных затрат.

Продемонстрируем процедуру определения истинного значения угла γ в формуле (3) для круговой АС; измеренное значение угла обозначим $\widehat{\gamma}$. Выход y_m m -го элемента круговой АС, комплексное число, обозначим \widehat{y}_m ; $\widehat{y}_m = \widehat{y}_{m\text{действ}} + j\widehat{y}_{m\text{мним}}$. Значения СКО положим равными единице.

В данном случае функционал F_1 (6) имеет вид

$$\frac{1}{2} \sum_{m=1}^k \left[\left(u \exp \left(j \left[2\pi f_0 t + \left(\frac{2\pi R}{\lambda} \right) \cos(\theta - \gamma_m) \cos \beta + \alpha \right] \right) - \widehat{y}_m(\mathbf{u}, \boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\beta}) \right)^2 + \left(\gamma_m - \widehat{\gamma}_m \right)^2 \right] \rightarrow \min.$$

Выражения (7), (10) имеют следующий вид:

$$\begin{aligned} & (u \exp(j[2\pi f_0 t + (2\pi R/\lambda) \cos(\theta - \gamma_m) \cos \beta + \alpha]) - \\ & - \widehat{y}_m(\mathbf{u}, \boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\beta})) u \exp(j[2\pi f_0 t + (2\pi R/\lambda) \cos(\theta - \gamma_m) \cos \beta + \alpha]) \times \\ & \times j \frac{2\pi R}{\lambda} \sin(\theta - \gamma_m) \cos \beta + \gamma_m - \widehat{\gamma}_m = 0. \end{aligned}$$

Здесь неизвестно только γ_m , т.е. имеем выражение вида

$$\begin{aligned} & (u \exp(j[C_1 + C_2 \cos(\theta - \gamma_m) + \alpha]) - \\ & - \widehat{y}_m) u \exp(j[C_3 + C_4 \cos(\theta - \gamma_m) + \alpha]) \times \\ & \times j C_5 \sin(\theta - \gamma_m) + \gamma_m - \widehat{\gamma}_m = 0, \end{aligned}$$

из которого надо определить оценку γ_m . Причем $\widehat{\gamma}_m - 3\sigma(\widehat{\gamma}_m) \leq \leq \gamma_m \leq \widehat{\gamma}_m + 3\sigma(\widehat{\gamma}_m)$, константы C — известны.

Чтобы определить оценку γ_m , надо отдельно приравнять к нулю действительные и мнимые части данного уравнения и учесть интервал возможных значений \widehat{y}_m .

Выводы. Повышение точности пеленгации достигается за счет использования алгоритма идентификации параметров АС, входящих в формулы расчета пеленгов. Получение значений пеленгов осуществляются посредством итерационного процесса уточнения значений элементов АС и сигнала амплитудно-фазового распределения у входящих в определение пеленгов, используя алгоритмы конфлюэнтного анализа. Для получения интервальных оценок значений пеленгов вычисляется корреляционная матрица ошибок искомых значений пеленгов (14) как обратная матрица вторых производных функционала (12) при найденных значениях пеленгов.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Грешилов А.А.* Патент RU 2380719, МПК G01S5/04, опубл. 27.01.2010.
2. *Грешилов А.А., Плохута П.А.* Патент RU 2382379, МПК G01S5/04, опубл. 20.02.2010.
3. *Грешилов А.А.* Математические методы принятия решений. М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2006.
4. *Борисов О.В., Виноградов А.Д., Уфаев В.А.* Синтез алгоритмов пеленгования сигналов с учетом взаимного влияния элементов антенно-фидерной системы // Теория и техника радиосвязи. 1998. Вып. 2. С. 89–92.
5. *Rrim H., Viberg M.* Two decades of array signal processing research: The parametric approach // IEEE Signal Proc. Mag. 1996. Vol. 13, no. 4. P. 67–94.
6. *Уфаев В.А.* Предельные погрешности пеленгования с применением кольцевых антенных решеток // Антенны. 2008. Вып. 7–8. С. 82–86.
7. *Зотов С.А.* Методы сверхразрешения в задачах радиопеленгации // Информационные процессы и технологии в обществе и экономике. 2006. № 3. С. 12–26.

8. *Нечаев Ю.Б., Макаров Е.С.* Радиопеленгация в КВ-диапазоне с использованием линейных АР на основе сверхразрешающих алгоритмов обработки // *Антенны*. 2008. Вып. 7–8. С. 110–111.

REFERENCES

1. *Greshilov A.A.* Patent RF, no. 2380719, 2010.
2. *Greshilov A.A., Plokhuta P.A.* Patent RF, no. 2382379, 2010.
3. *Greshilov A.A.* Matematicheskie metody prinyatiya resheniy [Mathematical methods of decision-making]. Moscow, Bauman Moscow State Tech. Univ. Publ., 2006. 584 p.
4. *Borisov O.V., Vinogradov A.D., Ufaev V.A.* Synthesis of algorithms for direction finding of signals taking into account the interaction between feed and antenna. *Teor. Tekhn. Radio Svyazi* [Theor. Tech. Radio Comm.], 1998, no. 2, pp. 89–92 (in Russ.).
5. *Rrim H., Viberg M.* Two decades of array signal processing research. The parametric approach. *IEEE Signal Proc. Mag.*, 1996, vol. 13, no. 4, pp. 67–94.
6. *Ufaev V.A.* Error limits of direction finding using circular antenna arrays. *Antenny* [Antennas], 2008, no. 7–8, pp. 82–87 (in Russ.).
7. *Zotov S.A.* Super-resolution methods in radio direction finding problems. *Inf. Protessy Tekhn. Obshchestv. Ekon.* [Inf. Proc. Techn. Soc. Econ.], 2006, no. 3, pp. 12–26 (in Russ.).
8. *Nechaev Yu.B., Makarov E.S.* Linear arrays in high-resolution high-frequency radio direction-finding. *Antenny* [Antennas], 2008, no. 7–8, pp. 110–111 (in Russ.).

Статья поступила в редакцию 30.10.2012

Анатолий Антонович Грешилов — д-р техн. наук, профессор кафедры “Высшая математика” МГТУ им. Н.Э. Баумана. Автор более 150 научных работ, в том числе более 30 монографий, 27 авторских свидетельств и патентов в области разработки математических методов учета неопределенности исходной информации в задачах математической физики, распознавания образов, прогнозирования и других технических приложений.

МГТУ им. Н.Э. Баумана, Россия, 105005, Москва, 2-я Бауманская ул., д. 5.

A.A. Greshilov — Dr. Sci. (Eng.), professor of “Higher Mathematics” department of the Bauman Moscow State Technical University. Author of more than 150 publications including 30 monographs, 27 author’s certificates and inventions in the field of development of mathematical methods for taking into account uncertainty of initial data in problems of mathematical physics, pattern recognition, and forecasting.

Bauman Moscow State Technical University, Vtoraya Baumanskaya ul., 5, Moscow, 105005 Russia.

Михаил Михайлович Скобелев — канд. техн. наук, начальник патентного отдела Центра защиты интеллектуальной собственности МГТУ им. Н.Э. Баумана, патентный поверенный РФ, доцент кафедры “Подводные роботы и аппараты” МГТУ им. Н.Э. Баумана. Автор 12 научных работ и изобретений в области систем автоматического управления, цифровой обработки сигналов и робототехнических систем. МГТУ им. Н.Э. Баумана, Россия, 105005, Москва, 2-я Бауманская ул., д. 5.

M.M. Skobelev — Cand. Sci. (Eng.), head of patent department of the Center for Intellectual Property Protection of the Bauman Moscow State Technical University, patent attorney of the Russian Federation, assoc. professor of “Underwater Robots and Vehicles” department of the Bauman Moscow State Technical University. Author of 12 publications and inventions in the field of automatic control systems, digital processing of signals, and robotic systems.

Bauman Moscow State Technical University, Vtoraya Baumanskaya ul., 5, Moscow, 105005 Russia.