

299

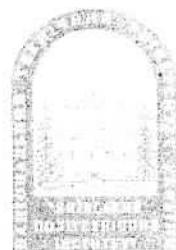
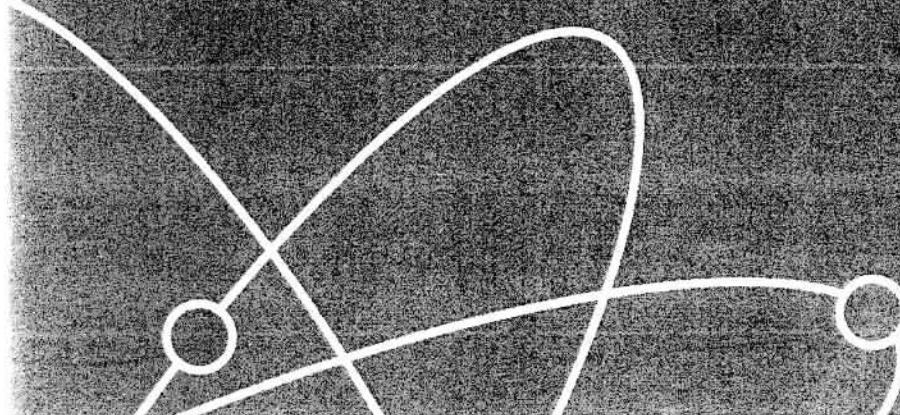
299

Том 54, № 10
октябрь 2011

ISSN 0021-3470

РАДИОЭЛЕКТРОНИКА

ИЗВЕСТИЯ
ВЫСШИХ УЧЕБНЫХ
ЗАВЕДЕНИЙ



ИЗДАЕТСЯ
НАУКОВО-ВДІЛЬНИЦІ
ТЕХНІЧНОЇ
УНІВЕРСИТЕТУ
ЗАКРАЇНСЬКОГО
ПОЛІТЕХНІЧНОГО
ІНСТИТУТУ

УДК 621.396:519.22

ТРИФОНОВ А.П., КОСТЫЛЕВ В.И., СЛИЧЕНКО М.П.

ПОТЕНЦИАЛЬНАЯ ТОЧНОСТЬ СОВМЕСТНЫХ ОЦЕНОК ПАРАМЕТРОВ СИГНАЛА МАЛОРАЗМЕРНОЙ ЦЕЛИ В БИСТАТИЧЕСКОЙ РАДИОЛОКАЦИОННОЙ СИСТЕМЕ

*Воронежский государственный университет,
Россия, Воронеж, 394006, Университетская площадь, 1*

Аннотация. Получены аналитические выражения, характеризующие точность совместного оценивания параметров сигнала малоразмерной цели в бистатической радиолокационной системе. Проанализировано влияние истинных величин параметров на вероятностные характеристики их оценок

Abstract. Analytical expressions characterizing the accuracy of joint estimation of parameters of small size targets signal in the bistatic radar system are obtained. The influence of the true values of parameters on the probabilistic characteristics of their evaluations is analyzed

Ключевые слова: бистатическая радиолокационная система, базовая линия, потенциальная точность, bistatic radar system, base line, potential accuracy

В настоящее время возрос практический интерес к бистатическим радиолокаторам, конфигурация которых предполагает наличие разнесенных в пространстве одной передающей и одной приемной станций [1, 2].

Конфигурация бистатического радиолокатора представлена на рис. 1. Передатчик Т, приемник R и цель G образуют так называемый бистатический треугольник. Будем называть линию, проходящую между Т и R — базовой линией, а расстояние TR — базой L радиолокатора. Далее рассматривается случай плоской задачи, когда плоскость бистатического треугольника T—G—R не меняет своего положения в пространстве.

Целью настоящей статьи является определение потенциальной точности совместной оценки скорости малоразмерной цели и момента пересечения целью базовой линии в бистатической радиолокационной системе.

Пусть цель является малоразмерной и создающей тень. Также будем полагать, что передатчик излучает монохроматическую волну на

частоте f_0 . Используя для решения дифракционной задачи метод Кирхгофа и принцип Бабине, можно получить следующее выражение для принимаемого в данном случае сигнала [1]:

$$s_R(t) = A \cos \left[2\pi \left(f_0 t - \frac{L}{\lambda} \right) \right] + \\ + \frac{2A\mu}{v^2} \sin \left\{ 2\pi \left[f_0 t - \frac{L}{\lambda} - \frac{V^2(t-\tau)^2}{2v^2} \right] \right\}, \quad (1)$$

где A — амплитудный множитель; λ — длина зондирующей волны; L — база радара; $v = \sqrt{\lambda d_T d_R / L}$ — радиус первой зоны Френеля; d_T и d_R — расстояния от цели до передатчика и приемника соответственно в момент t пересечения целью базовой линии; μ — площадь малоразмерной цели, V — модуль скорости цели.

Выражение (1) получено в приближении дифракции Френеля зондирующей волны на малоразмерной цели, имеющей форму шара. При заданной конфигурации бистатиче-

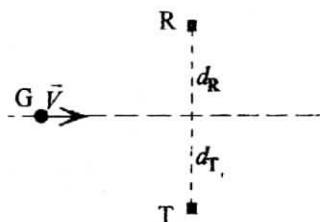


Рис. 1

ской радиолокационной системы цель является малоразмерной в том случае, когда ее площадь μ и радиус первой зоны Френеля v удовлетворяют неравенству $\sqrt{\mu} \ll v$.

Формулу (1) можно записать в виде:

$$s_R(t) = e(t) + s_T(t), \quad (2)$$

где

$$e(t) = A \cos \left[2\pi \left(f_0 t - \frac{L}{\lambda} \right) \right],$$

$$s_T(t) = \frac{2A\mu}{v^2} \sin \left[2\pi \left(f_0 t - \frac{L}{\lambda} - \frac{V^2(t-\tau)^2}{2v^2} \right) \right]. \quad (3)$$

Как видно из формулы (2), принимаемый сигнал $s_R(t)$ является суммой неинформативного колебания $e(t)$ и информативного сигнала $s_T(t)$. Информативный сигнал $s_T(t)$ есть проявление «тени», отбрасываемой целью. Он содержит информацию о скорости V цели, моменте τ пересечения целью базовой линии радиолокатора и радиусе первой зоны Френеля, v .

Из-за движения цели относительно передатчика и приемника возникает эффект Доплера. Он проявляется в том, что в выражение для информативного сигнала $s_T(t)$ входит величина скорости цели. Из формулы (3) нетрудно заметить, что информативный сигнал является частотно модулированным по линейному закону.

Фаза сигнала $s_T(t)$ зависит от радиуса первой зоны Френеля, скорости цели и момента пересечения целью базовой линии. Амплитуда информативного сигнала обратно пропорциональна квадрату радиуса первой зоны Френеля

и не зависит от параметров V и τ . Таким образом, параметр v входит в выражения для амплитуды и фазы информативного сигнала $s_T(t)$.

Рассмотрим задачу оценки параметров принимаемого на фоне помех сигнала бистатического радиолокатора. Предположим, что в течение фиксированного интервала времени $[0, T]$ наблюдается некоторая реализация аддитивной смеси полезного сигнала и помехи. На основе обработки наблюдаемой реализации необходимо произвести оценку искомых параметров. Будем полагать, что на протяжении всего интервала наблюдения оцениваемые параметры сигнала не зависят от времени.

Существуют различные правила оценки [3, 4], в зависимости от заданных априорных сведений об оцениваемых параметрах. В настоящей работе рассматривается оценка максимального правдоподобия параметров квазидетерминированного сигнала, обеспечивающая максимум максимorum логарифма функционала отношения правдоподобия.

Определим потенциальную точность совместных условных оценок трех параметров: v , V и τ . Введем в рассмотрение вектор-столбец оцениваемых параметров $\vec{l} = (v, V, \tau)^T$, где верхний индекс Т означает транспонирование.

Аддитивную смесь полезного сигнала $s_R(t) \equiv s(t, \vec{l}_0)$ и помехи $n(t)$ запишем в следующем виде:

$$x(t) = s(t, \vec{l}_0) + n(t), \quad 0 \leq t \leq T,$$

где $\vec{l}_0 = (v_0, V_0, \tau_0)^T$ — вектор-столбец истинных значений оцениваемых параметров; T — время наблюдения. Будем полагать, что помеха $n(t)$ представляет собой реализацию гауссовского случайного процесса с нулевым средним значением и функцией корреляции

$$K(t_1, t_2) = (N_0 / 2)\delta(t_1 - t_2),$$

где N_0 — физическая спектральная плотность мощности помехи, $\delta(*)$ — дельта функция Дирака.

Выражение для функционала отношения правдоподобия можно представить в виде [3]:

$$\hat{\Lambda}(\vec{l}) = \exp \left\{ \frac{2}{N_0} \int_0^T x(t) s(t, \vec{l}) dt - \frac{1}{N_0} \int_0^T s^2(t, \vec{l}) dt \right\}.$$

Используя выражение для выходного сигнала оптимального приемника [3], логарифм функционала отношения правдоподобия запишем как

$$Z(\vec{l}) = S(\vec{l}, \vec{l}_0) - \frac{1}{2} S(\vec{l}, \vec{l}) + N(\vec{l}),$$

где введены в рассмотрение

$$\begin{aligned} S(\vec{l}_1, \vec{l}_2) &= \frac{2\rho_0^2}{T[1-\theta]} \frac{v_0^4}{v_1^2 v_2^2} \frac{\aleph}{1 - \frac{v_0}{V_0 T} \sqrt{\frac{2\aleph(1-\aleph)}{1-\theta}}} \times \\ &\times \int_0^T \sin \left\{ 2\pi \left[f_0 t - \frac{L}{\lambda} - \frac{V_1^2(t-\tau_1)^2}{2v_1^2} \right] \right\} \times \\ &\times \sin \left\{ 2\pi \left[f_0 t - \frac{L}{\lambda} - \frac{V_2^2(t-\tau_2)^2}{2v_2^2} \right] \right\} dt + \\ &+ \frac{\rho_0^2(1-\aleph)}{1 - \frac{v_0}{V_0 T} \sqrt{\frac{2\aleph(1-\aleph)}{1-\theta}}} \times \\ &\times \left[1 - \sqrt{2} \frac{\mu}{T} \left(\frac{1}{v_1 V_1} + \frac{1}{v_2 V_2} \right) \right], \end{aligned} \quad (4)$$

$$N(\vec{l}) = \frac{2}{N_0} \int_0^T s(t, \vec{l}) n(t) dt \quad (5)$$

$N(\vec{l})$ — сигнальная и помеховая составляющие логарифма функционала отношения правдоподобия соответственно;

$$\vec{l}_1 = (v_1, V_1, \tau_1)^T, \quad \vec{l}_2 = (v_2, V_2, \tau_2)^T;$$

$$\rho_0 \equiv \rho(\vec{l}_0) = \left\{ \frac{A^2 T}{N_0} \left[1 - \frac{v_0}{V_0 T} \times \right. \right. \\ \left. \left. \times \sqrt{\frac{2\aleph(1-\aleph)}{1-\theta}} \right] / (1-\aleph) \right\}^{1/2}$$

— отношение сигнал–помеха по напряжению на выходе оптимального приемника при значении $\vec{l} = \vec{l}_0$ [3, 4], соответствующем наибольшему максимуму сигнальной функции. Здесь

$$\aleph = 1 - \left\{ 1 + \left(\frac{2\mu}{v_0^2} \right)^2 (1-\theta) \right\}^{-1}, \quad (6)$$

$$\theta = \frac{v_0}{2V_0 T} \times$$

$$\begin{aligned} &\times \left[\cos(4\pi\eta) \left\{ I_c \left(2 \frac{V_0}{v_0} g \right) - I_c \left[2 \frac{V_0}{v_0} (g-T) \right] \right\} + \right. \\ &\left. + \sin(4\pi\eta) \left\{ I_s \left(2 \frac{V_0}{v_0} g \right) - I_s \left[2 \frac{V_0}{v_0} (g-T) \right] \right\} \right], \end{aligned}$$

$$\eta = \frac{v_0^2}{2V_0^2} \left(f_0^2 + 2 \frac{V_0^2}{v_0^2} \tau_0 f_0 \right) - \frac{L}{\lambda},$$

$$g = \left(\tau_0 + \frac{v_0^2}{V_0^2} f_0 \right),$$

$$I_c(x) = \int_0^x \cos(\pi t^2 / 2) dt \quad \text{и} \quad I_s(x) = \int_0^x \sin(\pi t^2 / 2) dt$$

— интегралы Френеля.

Оценим порядок малости величины θ при некоторых значениях скорости цели, частоты зондирующей волны и параметров бистатиче-

ской радиолокационной системы. Например, при $V = 20$ м/с, $f_0 = 900$ МГц, $L = 200$ м и $T = 3$ с величина $|\theta| \sim 10^{-6}$. Вследствие этого, в формуле (4) будем пренебречь величиной θ .

Оценка максимального правдоподобия $\bar{l}_m = (v_m, V_m, \tau_m)^T$ может быть найдена как решение системы уравнений правдоподобия:

$$\frac{\partial Z(\bar{l})}{\partial l_i} \Bigg|_{\bar{l}=\bar{l}_m} = 0, \quad i=1,2,3. \quad (7)$$

Будем искать решение данной системы в случае отсутствия аномальных ошибок и когда сама оценка \bar{l}_m есть внутренняя точка некоторой априорной области возможных значений вектора \bar{l} . Решая систему уравнений (7) методом малого параметра, в качестве которого используем величину, обратную отношению сигнала—помехи, получаем, что в первом приближении оценки максимального правдоподобия несмещенные, а их корреляционная матрица является обратной к матрице Фишера [3]:

$$F = \begin{pmatrix} F_{11} & F_{12} & F_{13} \\ F_{21} & F_{22} & F_{23} \\ F_{31} & F_{32} & F_{33} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 S}{\partial v_1 \partial v_2} & \frac{\partial^2 S}{\partial v_1 \partial V_2} & \frac{\partial^2 S}{\partial v_1 \partial \tau_2} \\ \frac{\partial^2 S}{\partial V_1 \partial v_2} & \frac{\partial^2 S}{\partial V_1 \partial V_2} & \frac{\partial^2 S}{\partial V_1 \partial \tau_2} \\ \frac{\partial^2 S}{\partial \tau_1 \partial v_2} & \frac{\partial^2 S}{\partial \tau_1 \partial V_2} & \frac{\partial^2 S}{\partial \tau_1 \partial \tau_2} \end{pmatrix} \Bigg|_{\bar{l}=\bar{l}_2=\bar{l}_0}. \quad (8)$$

С учетом (4) можно показать, что компоненты матрицы Фишера F имеют следующий вид

$$F_{11} = F'_{11} + H,$$

$$F'_{11} = 2\rho_0^2 N \Psi_4 \frac{(V_0 T)^4}{v_0^6} \left(1 - \frac{v_0}{V_0 T} \sqrt{2N(1-N)} \right)^{-1},$$

$$H = \frac{4\rho_0^2 N}{v_0^2} \left(1 - \frac{v_0}{V_0 T} \sqrt{2N(1-N)} \right)^{-1},$$

$$F_{12} = F_{21} = -F'_{11} \frac{v_0}{V_0},$$

$$F_{13} = F_{31} = F'_{11} \frac{v_0}{T} \frac{\Psi_3}{\Psi_4},$$

$$F_{22} = F'_{11} \left(\frac{v_0}{V_0} \right)^2,$$

$$F_{23} = F_{32} = -F'_{11} \frac{v_0^2}{V_0 T} \frac{\Psi_3}{\Psi_4},$$

$$F_{33} = F'_{11} \frac{v_0^2}{T^2} \frac{\Psi_2}{\Psi_4},$$

где

$$\Psi_n = \frac{[(1-\tau_0/T)^{n+1} + (-1)^n (\tau_0/T)^{n+1}]}{2(n+1)},$$

$$n = 2, 3, 4. \quad (9)$$

Вычислим алгебраические дополнения к элементам первой строки матрицы Фишера

$$A_{11} = 4\rho_0^4 N^2 \frac{(V_0 T)^6}{v_0^8} (\Psi_4 \Psi_2 - \Psi_3^2) \times$$

$$\times \left(1 - \frac{v_0}{V_0 T} \sqrt{2N(1-N)} \right)^{-2},$$

$$A_{12} = -\frac{V_0}{v_0} A_{11}, \quad A_{13} = 0.$$

Определитель матрицы F

$$\det F = \sum_{i=1}^3 (-1)^{1+i} F_{1i} A_{1i} = A_{11} H$$

или

$$\det F = \frac{16\rho_0^6 N^3}{v_0^4} \left(\frac{V_0 T}{v_0} \right)^6 \times \\ \times (\Psi_4 \Psi_2 - \Psi_3^2) \left(1 - \frac{v_0}{V_0 T} \sqrt{2N(1-N)} \right)^{-1}. \quad (10)$$

В соответствии с последним выражением, определитель матрицы Фишера в общем случае отличен от нуля. Как указывалось ранее, величина радиуса первой зоны Френеля входит в выражения для амплитуды и фазы сигнала (3). Однако, при детектировании принимаемого сигнала (1), его амплитудный множитель претерпит изменения, связанные с параметрами структурных элементов детектора. В результате учет зависимости амплитуды информативного сигнала $s_t(t)$ от величины радиуса первой зоны Френеля на практике становится затруднительным. Если при расчете компонент матрицы Фишера (8) не учитывать зависимость амплитуды информационной составляющей сигнала бистатического радара от величины v , то изменится выражение только для элемента F_{11} матрицы F . В этом случае

$$F_{11} = F'_{11}$$

и новая матрица Фишера F' является вырожденной: $\det F' \equiv 0$. Таким образом, определитель матрицы Фишера (8) отличен от нуля только благодаря учету зависимости амплитуды информативного сигнала $s_t(t)$ от радиуса первой зоны Френеля.

Дисперсии совместных оценок параметров v , V и τ являются диагональными элементами матрицы корреляции оценок, обратной матрице Фишера F . Определитель матрицы корреляции равен $(\det F)^{-1}$ и при значениях $\mu / v_0^2 < 1$ становится весьма большим по величине. Анализ определителя (10) с учетом (6) показывает, что точность совместных оценок параметров v , V и τ сигнала (1) является низкой и ухудшается

с уменьшением отношения площади цели к квадрату радиуса первой зоны Френеля μ / v_0^2 .

Возможна ситуация, когда радиус первой зоны Френеля известен и не является измеряемым параметром. Найдем точность совместной оценки двух параметров — скорости цели и момента пересечения целью базовой линии — по критерию максимального правдоподобия.

В случае оценки параметров V и τ сигнальная (4) и помеховая (5) функции примут следующий вид

$$S(\bar{\sigma}_1, \bar{\sigma}_2) = \frac{2\rho_0^2}{T} \frac{N}{1 - \frac{v_0}{V_0 T} \sqrt{2N(1-N)}} \times \\ \times \int_0^T \sin \left\{ 2\pi \left[f_0 t - \frac{L}{\lambda} - \frac{V_1^2(t-\tau_1)^2}{2v_0^2} \right] \right\} \times \\ \times \sin \left\{ 2\pi \left[f_0 t - \frac{L}{\lambda} - \frac{V_2^2(t-\tau_2)^2}{2v_0^2} \right] \right\} dt + \\ + \frac{\rho_0^2(1-N)}{1 - \frac{v_0}{V_0 T} \sqrt{2N(1-N)}} \left[1 - \sqrt{2} \frac{\mu}{Tv_0} \left(\frac{1}{V_1} + \frac{1}{V_2} \right) \right],$$

$$N(\bar{\sigma}) = \frac{2}{N_0} \int_0^T s(t, \bar{\sigma}) n(t) dt,$$

где $\bar{\sigma} = (V, \tau)^T$, $\bar{\sigma}_\alpha = (V_\alpha, \tau_\alpha)^T$, $\alpha = 1, 2$.

Матрица Фишера Φ параметров V и τ имеет вид

$$\Phi = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} \end{pmatrix} = \\ = \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 S}{\partial V_1 \partial V_2} & \frac{\partial^2 S}{\partial V_1 \partial \tau_2} \\ \frac{\partial^2 S}{\partial \tau_1 \partial V_2} & \frac{\partial^2 S}{\partial \tau_1 \partial \tau_2} \end{pmatrix}_{\bar{\sigma}_1 = \bar{\sigma}_2 = \bar{\sigma}_0}. \quad (11)$$

Первые и вторые моменты ошибок совместных оценок параметров V и τ , а также корреляцию оценок, определим в соответствии со следующими выражениями:

$$b_V = \langle V_m - V_0 \rangle, \quad b_\tau = \langle \tau_m - \tau_0 \rangle,$$

$$D_V = \langle V_m^2 \rangle - \langle V_m \rangle^2,$$

$$D_\tau = \langle \tau_m^2 \rangle - \langle \tau_m \rangle^2,$$

$$K_{V\tau} = \langle (V_m - V_0)(\tau_m - \tau_0) \rangle,$$

где операция статистического усреднения $\langle \cdot \rangle$ выполняется по всевозможным реализациям помехи при фиксированных значениях оцениваемых параметров; b_V и b_τ — условные смещения*, D_V и D_τ — условные дисперсии оценок параметров V и τ соответственно; $K_{V\tau}$ — корреляция оценок.

Матрица (11) не вырождена,

$$\det \Phi = 4\rho_0^4 N^2 \frac{(V_0 T)^6}{V_0^8} (\Psi_4 \Psi_2 - \Psi_3^2) \times \\ \times \left(1 - \frac{V_0}{V_0 T} \sqrt{2N(1-N)}\right)^{-2},$$

а обратная ей матрица корреляции K оценок V_m и τ_m имеет вид

$$K = \begin{pmatrix} D_V & K_{V\tau} \\ K_{V\tau} & D_\tau \end{pmatrix}, \quad \Phi \times K = E,$$

где E — единичная матрица размера 2×2 .

Как показывает расчет, оценки V_m и τ_m являются несмещенными. В качестве параметров, характеризующих точность процедуры совместного оценивания, будем рассматривать дисперсии оценок

$$D_V = \frac{1}{2N T^4 \rho_0^2} \frac{V_0^4}{V_0^2} \frac{\Psi_2}{\Psi_4 \Psi_2 - \Psi_3^2} \times \\ \times \left(1 - \frac{V_0}{V_0 T} \sqrt{2N(1-N)}\right), \quad (12)$$

$$D_\tau = \frac{1}{2N T^2 \rho_0^2} \frac{V_0^4}{V_0^2} \frac{\Psi_4}{\Psi_4 \Psi_2 - \Psi_3^2} \times \\ \times \left(1 - \frac{V_0}{V_0 T} \sqrt{2N(1-N)}\right) \quad (13)$$

и коэффициент корреляции

$$r_{V\tau} = \frac{K_{V\tau}}{\sqrt{D_V D_\tau}} = \frac{-\Psi_3}{\sqrt{\Psi_2 \Psi_4}}.$$

Здесь

$$K_{V\tau} = -\frac{1}{2N \rho_0^2} \frac{V_0^4}{(V_0 T)^3} \frac{\Psi_3}{\Psi_4 \Psi_2 - \Psi_3^2} \times \\ \times \left(1 - \frac{V_0}{V_0 T} \sqrt{2N(1-N)}\right)$$

— корреляция оценок.

Согласно (12), (13), дисперсии совместных оценок скорости цели и момента пересечения целью базовой линии асимптотически стремятся к нулю с увеличением отношения сигнал-шум ρ_0 , длительности интервала наблюдения T и скорости цели V_0 . С уменьшением величины N дисперсии D_V и D_τ растут. Следовательно, с учетом (6), точность совместных оценок параметров V и τ ухудшается с уменьшением отношения μ / V_0^2 .

Введем параметр $\gamma = \tau / T$ — момент пересечения целью базовой линии, нормированный на длительность интервала наблюдения. Ис-

* Относительно истинных величин оцениваемых параметров.

тинное значение параметра γ обозначим $\gamma_0 = \tau_0 / T$. При значениях $0 \leq \gamma_0 \leq 1$, цель достигает базовой линии радиолокатора в пределах интервала времени наблюдения $[0, T]$. Причем $\gamma_0 = 0$ соответствует достижению целью базовой линии в начале, $\gamma_0 = 0,5$ — в середине, а $\gamma_0 = 1$ — в конце интервала наблюдения. Отрицательные значения параметра γ_0 соответствуют случаю, когда в пределах интервала времени $[0, T]$ цель движется от базовой линии, а при значениях $\gamma_0 > 1$ — к ней.

Формулу (9) перепишем следующим образом:

$$\Psi_n = \frac{[(1 - \gamma_0)^{n+1} + (-1)^n \gamma_0^{n+1}]}{2(n+1)}, \quad n = 2, 3, 4.$$

На рис. 2 представлена зависимость коэффициента корреляции r_{V_t} оценок скорости цели и момента пересечения целью базовой линии от величины γ_0 . Анализ представленной зависимости позволяет сделать вывод о том, что при $\gamma_0 = 0,5$ оценки являются некоррелированными. С ростом величины $|\gamma_0 - 0,5|$ увеличивается коэффициент корреляции между оценками параметров V и t . Это приводит к увеличению дисперсий D_V и D_t , то есть к снижению точности совместного оценивания параметров V и t .

Коэффициент корреляции оценок увеличивается с ростом параметра γ_0 , причем $r_{V_t} < 0$ при $\gamma_0 < 0,5$ и $r_{V_t} > 0$ при $\gamma_0 > 0,5$. Определим физический смысл знака коэффициента корреляции r_{V_t} .

В случаях $\gamma_0 < 0$ или $\gamma_0 > 1$, цель в течение интервала времени наблюдения $[0, T]$ не достигает базовой линии. При $\gamma_0 < 0$ цель удаляется от приемника R , а при значениях $\gamma_0 > 1$ — приближается к нему. Знак коэффициента корреляции r_{V_t} в данном случае характеризует приближение ($r_{V_t} > 0$) либо удаление ($r_{V_t} < 0$) цели от приемника в течение интервала времени $[0, T]$.

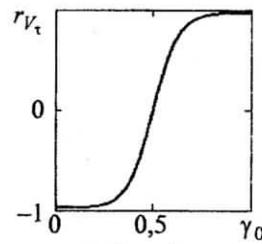


Рис. 2

При значениях $0 \leq \gamma_0 \leq 1$ цель пересекает базовую линию в момент $\tau_0 = \gamma_0 T$. В течение интервала времени $[0, \gamma_0 T]$ цель приближается к приемнику, а на интервале $[\gamma_0 T, T]$ — удаляется от него. Расстояние $\Pi = V_0 T$, пройденное целью за время наблюдения, можно представить в виде $\Pi = \Pi_1 + \Pi_2$, где $\Pi_1 = \gamma_0 V_0 T$ и $\Pi_2 = (1 - \gamma_0) V_0 T$ — расстояния, пройденные целью соответственно до и после пересечения базовой линии радиолокатора.

При значениях $0 < \gamma_0 < 0,5$ большим является расстояние Π_2 , при прохождении которого цель удаляется от базовой линии, а, следовательно, и от приемника R . При $0,5 < \gamma_0 < 1$ большим является расстояние Π_1 , при прохождении которого цель приближается к приемнику. В указанных областях значений параметра γ_0 , коэффициент корреляции r_{V_t} имеет противоположный знак: $r_{V_t} < 0$ при $0 < \gamma_0 < 0,5$ и $r_{V_t} > 0$ при $0,5 < \gamma_0 < 1$. Таким образом, при значениях $0 \leq \gamma_0 \leq 1$ знак коэффициента корреляции характеризует приближение цели к приемнику ($r_{V_t} > 0$) либо удаление от него ($r_{V_t} < 0$) при прохождении большего из расстояний Π_1 и Π_2 .

До сих пор рассматривалась точность совместной оценки скорости цели и момента пересечения цели базовой линии. Можно показать, что дисперсии d_V и d_t раздельных оценок параметров V и t имеют вид:

$$d_V = \frac{1}{F_{22}} = \frac{1}{2\rho_0^2 N T^4 \Psi_4} \times \\ \times \frac{v_0^4}{V_0^2} \left(1 - \frac{v_0}{V_0 T} \sqrt{2N(1-N)} \right), \quad (14)$$

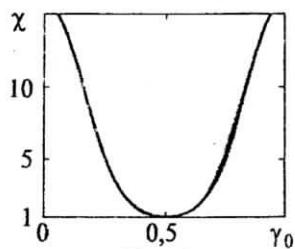


Рис. 3

$$d_\tau = \frac{1}{F_{33}} = \frac{1}{2\rho_0^2 NT^2 \Psi_2} \times \\ \times \frac{v_0^4}{V_0^4} \left(1 - \frac{v_0}{V_0 T} \sqrt{2N(1-N)} \right). \quad (15)$$

Как показывает расчет, подобно совместным оценкам, раздельные оценки параметров V и τ являются несмещанными, а их дисперсии асимптотически стремятся к нулю с увеличением отношения сигнал–шум ρ_0 , длительности интервала наблюдения T и скорости цели V_0 . Точность раздельной оценки параметров V и τ ухудшается с уменьшением отношения μ / v_0^2 .

В соответствии с (12)–(15), отношения D_V / d_V и D_τ / d_τ дисперсий совместных и раздельных оценок одинаковы и являются функцией только от γ_0 :

$$\chi = D_\tau / d_\tau = D_V / d_V = \\ = \frac{\Psi_2 \Psi_4}{\Psi_2 \Psi_4 - \Psi_3^2} = \frac{1}{1 - r_{Vt}^2(\gamma_0)}. \quad (16)$$

Согласно (16), параметр χ увеличивается с ростом абсолютного значения коэффициента корреляции r_{Vt} .

На рис. 3 представлена зависимость параметра χ от величины γ_0 . При $\gamma_0 = 0,5$ параметр $\chi = 1$, т.е. дисперсии D_V и D_τ совпадают с дис-

персиями раздельных оценок d_V и d_τ . С увеличением $|\gamma_0 - 0,5|$ параметр χ растет.

В случае малоразмерной цели точность совместной оценки радиуса первой зоны Френеля, скорости цели и момента пересечения целью базовой линии является низкой и ухудшается с уменьшением площади цели. При оценке двух параметров — V и τ — с ростом величины $V_0 T / v_0$ точность совместного оценивания растет. Если цель пересекает базовую линию в середине интервала времени наблюдения, совместные оценки параметров V и τ являются некоррелированными. Дисперсии D_V и D_τ совместных оценок асимптотически стремятся к нулю с увеличением отношения сигнал–шум ρ_0 , длительности интервала наблюдения T и скорости цели V_0 . Точность совместных оценок параметров V и τ ухудшается с уменьшением отношения площади цели к квадрату радиуса первой зоны Френеля.

Полученные результаты можно использовать при решении различных задач радиоэлектроники, связанных с классификацией подвижных объектов по дифракционным сигналам; для осуществления автоматического контроля скорости объектов и пересечения ими условной границы; в системах радиомониторинга и т.п.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Nezlin D.V. Bistatic Radars: Principles and Practice / D.V. Nezlin, V.I. Kostylev, A.V. Blyakhman et al.; M. Cherniakov (Editor). — Chichester, UK : Wiley, 2007. — 504 p.
2. Advances in Bistatic Radar / N. Willis and H. Griffiths (Editors). — SciTech Publishing, 2007. — 650 p.
3. Куликов Е.И. Оценка параметров сигналов на фоне помех / Е.И.Куликов, А.П.Трифонов. — М.: Советское радио, 1978. — 296 с.
4. Куликов Е.И. Методы измерений случайных процессов / Е.И.Куликов. — М. : Радио и связь, 1986. — 272 с.

Поступила в редакцию 07.07.2011