

ЛОКАЦИЯ И НАВИГАЦИЯ

УДК 621.396.96

ОБНАРУЖЕНИЕ ПРОСТРАНСТВЕННО-ПРОТЯЖЕННОЙ ЦЕЛИ
В МОНОИМПУЛЬСНОМ СУММАРНО-РАЗНОСТНОМ ПЕЛЕНГАТОРЕ

А. А. МОНАКОВ

Методом обобщенного отношения правдоподобия решается задача проверки статистической гипотезы о наличии сигнала пространственно-протяженной цели против альтернативы о наблюдении сигнала точечной цели. Дан вероятностный анализ качества обнаружения.

Ключевые слова: протяженная цель, моноимпульсный пеленгатор, обнаружение цели, обобщенное отношение правдоподобия.

В ряде локационных и связанных задач при приеме сигнала от некоторого источника требуется определить, является ли источник точечным или протяженным. Ответ на этот вопрос важен, например, для выбора алгоритмов обработки принимаемого сигнала. Сенсор, используемый для приема сигнала, должен быть при этом чувствительным к размеру источника. Одним из наиболее распространенных и хорошо изученных сенсоров, позволяющих измерять пространственную протяженность источника, является моноимпульсный пеленгатор [1]. В предлагаемой статье решается задача обнаружения пространственно-протяженной цели при радиолокационном наблюдении в суммарно-разностном моноимпульсном пеленгаторе.

Данная задача является задачей различения двух статистических гипотез: H_0 – наблюдаемая цель является протяженной и H_1 – наблюдаемая цель является точечной. Будем считать, что сигналы в каналах суммарно-разностного пеленгатора в случае справедливости гипотезы $H_j, j = 0, 1$ являются выборкой комплексного нормального процесса с нулевым математическим ожиданием и корреляционной матрицей

$$\mathbf{R}_j = P_j \begin{pmatrix} 1 & \theta_j \\ \theta_j & \theta_j^2 + \beta_j^2 \end{pmatrix}, \quad (1)$$

где $P_0 = P_1 = P_t + P_n$ – мощность сигнала в суммарном канале, P_t – средняя мощность сигнала цели, P_n – средняя мощность шума, $\theta_0 = \theta_1 = P_t \theta_t / (P_t + P_n)$,

$$\beta_0^2 = \frac{P_t(\beta_t^2 + \theta_t^2) + P_n}{P_t + P_n} - \left(\frac{P_t \theta_t}{P_t + P_n} \right)^2, \quad (2)$$

$$\beta_1^2 = \frac{P_t \theta_t^2 + P_n}{P_t + P_n} - \left(\frac{P_t \theta_t}{P_t + P_n} \right)^2,$$

θ_t – угловая координата цели, β_t – эффективная протяженность цели. Как следует из (2), един-

ственным параметром распределения принятого сигнала, который различается для рассматриваемых гипотез, является эффективная протяженность цели: в случае справедливости гипотезы $H_1 \beta_t = 0$. Другие параметры, такие как мощность принятого сигнала цели и угловая координата цели, считаются одинаковыми по обеим гипотезам. Поскольку параметры сигнала цели, P_t, θ_t, β_t для гипотезы H_0 и P_t, θ_t для гипотезы H_1 , являются неизвестными, для решения поставленной задачи используем обобщенное отношение правдоподобия [2, 3]

$$L(\mathbf{X}) = \frac{\max_{\Lambda_0} f(\mathbf{X}|H_0)}{\max_{\Lambda_1} f(\mathbf{X}|H_1)}, \quad (3)$$

где $f(\mathbf{X}|H_j), j = 0, 1$ – плотность распределения наблюдаемой выборки отсчетов сигналов в каналах пеленгатора \mathbf{X} при справедливости соответствующей гипотезы, $\Lambda_0 = (P_t, \theta_t, \beta_t)$ и $\Lambda_1 = (P_t, \theta_t)$ – векторы неизвестных параметров. Можно показать, что оценки максимального правдоподобия неизвестных параметров равны:

1. По гипотезе H_0

$$\begin{aligned} \hat{P}_t &= M^{-1}(a - P_n), \\ \hat{\theta}_t &= \frac{A}{a - P_n}, \\ \hat{\beta}_t^2 &= \frac{ab - A^2}{(a - P_n)^2}. \end{aligned} \quad (4)$$

2. По гипотезе H_1

$$\begin{aligned} \hat{P}_t &= [(a + b) + (a - b) \cos 2\hat{\theta}_t + 2A \sin 2\hat{\theta}_t - \\ &\quad - 2MP_n] \frac{\cos^2 \hat{\theta}_t}{2M}, \\ \hat{\theta}_t &= \frac{1}{2} \operatorname{arctg} \frac{2A}{a - b}, \end{aligned} \quad (5)$$

где $a = \sum_{m=1}^M |e_s[m]|^2$, $b = \sum_{m=1}^M |e_d[m]|^2$, $A = \sum_{m=1}^M \text{Re}\{e_s^*[m]e_d[m]\}$; $e_s[m]$ и $e_d[m]$, $m=1, \dots, M$ – отсчеты сигналов в суммарном и разностном каналах, M – объем выборки.

Подставляя (4) и (5) в (3), получим

$$L(\mathbf{X}) = C \left[\frac{e^\xi}{\xi + 1} \right]^M, \quad (6)$$

где C – не зависящая от наблюдаемой выборки постоянная и

$$\xi = \frac{1}{2MP_n} \left[(a+b) - \sqrt{(a-b)^2 + 4A^2} \right] - 1. \quad (7)$$

Таким образом, обобщенное отношение правдоподобия (6) является монотонно возрастающей функцией статистики ξ , которая, следовательно, может быть принята в качестве решающей.

Определим статистические характеристики случайной величины (7). Можно показать (см., например, [4]), что совместная плотность распределения вероятностей случайных величин a , b и A равна

$$f(a, b, A) = (ab - A^2)^{M-1,5} \times \exp\left\{-\left[(\theta^2 + \beta^2)a - 2\theta A + b\right]/(P\beta^2)\right\} \times \frac{1}{\sqrt{\pi}(P\beta)^{2M} \Gamma(M)\Gamma(M-0,5)}, \quad (8)$$

где $P = P_j$, $\theta = \theta_j$ и $\beta = \beta_j$, $j=0, 1$.

Произведя в (8) соответствующие замены переменных, после несложных преобразований получим плотность распределения случайной величины $x = \left[(a+b) - \sqrt{(a-b)^2 + 4A^2} \right] / 2P_n$, которая линейно связана с решающей статистикой (7):

$$f(x) = \frac{4\sqrt{\pi}x^{M-1,5}e^{-px}}{\Gamma(M)\Gamma(M-0,5)\left[(1+q^2)\beta\right]^{2M}} \times \int_0^\infty r(2r+x)^{M-1,5}e^{-pr}I_0(cr)dr, x \geq 0, \quad (9)$$

где $p = (1 + \theta^2 + \beta^2) / \left[(1 + q^2)\beta^2 \right]$,

$c = \sqrt{(1 - \theta^2 - \beta^2)^2 + 4\theta^2} / \left[(1 + q^2)\beta^2 \right]$ и $q^2 = P_t/P_n$ – отношение сигнал/шум (ОСШ). Выражение (9) можно использовать для расчета порога обнаружения. Для этого в соответствии с (2) в (9) нужно положить $\theta = \theta_0$ и $\beta^2 = \beta_0^2$. При $q^2 \rightarrow \infty$ и малых отклонениях цели от равносигнального направления ($\theta_i \ll 1$) данное распределение стремится к гамма-распределению вероятности с плотностью

$$g(x) = \frac{x^{M-1,5}}{\Gamma(M-0,5)} e^{-x}, x \geq 0. \quad (10)$$

В качестве иллюстрации этого на рис. 1 приведены плотности распределения решающей

статистики ξ для разных ОСШ при наблюдении точечной цели с угловой координатой $\theta_i = 0,25\theta_a$, где θ_a – ширина суммарной диаграммы направленности (ДН) антенны пеленгатора. Они получены математическим моделированием при количестве статистических испытаний $K = 300\,000$.

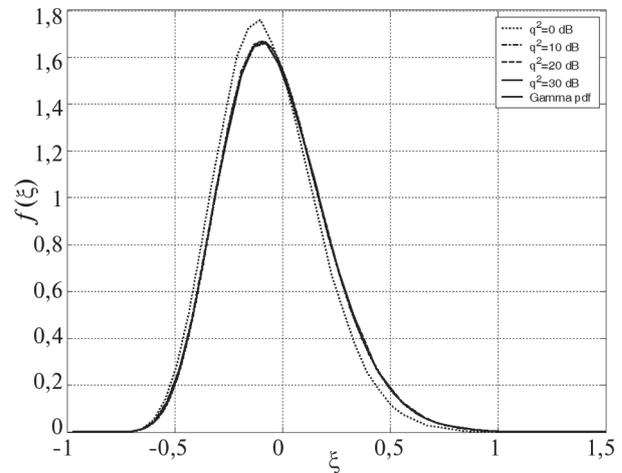


Рис. 1. Плотность распределения вероятности решающей статистики и ее аппроксимация

На рис. 2 в увеличенном масштабе представлены те же графики, но только для правого хвоста плотности распределения. Как следует из рисунков, аппроксимация (10) очень точна для $q^2 \geq 10$ дБ и в указанном диапазоне ОСШ может быть использована для вычисления порога обнаружения.

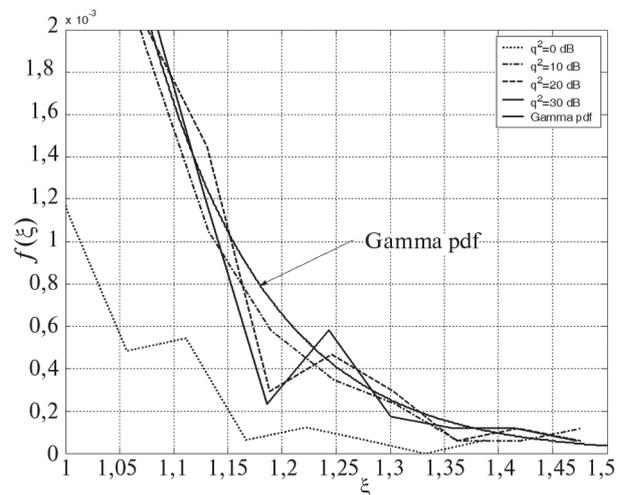


Рис. 2. Плотность распределения вероятности решающей статистики и ее аппроксимация: правый «хвост» плотности в увеличенном масштабе

На рис. 3 приведены характеристики обнаружения пространственно протяженной цели, эффективная протяженность которой меняется от 0,1 до 0,5 ширины ДН, также полученные методом математического моделирования. В ходе моделирования полагалось, что угловая координата цели равна $\theta_i = 0,25\theta_a$, а вероятность ошибки распознавания $F = 10^{-3}$. Из рисунка видно, что с увеличением протяженности цели пороговый

сигнал для $D=0,9$ уменьшается с $q^2 = 23$ дБ при $\beta_r = 0,1\theta_a$ до $q^2 = 9$ дБ при $\beta_r = 0,5\theta_a$.

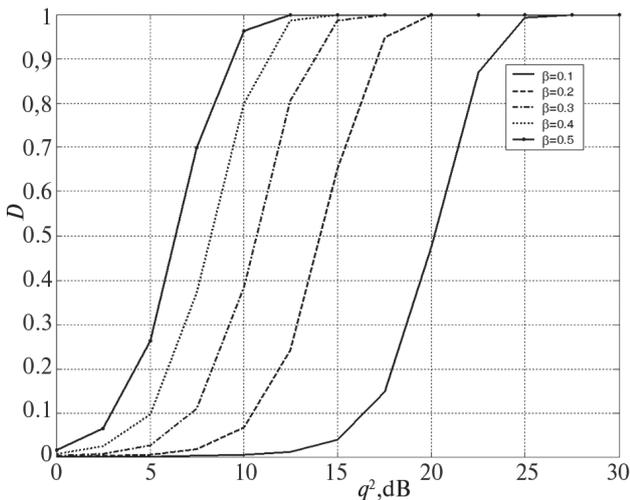


Рис. 3. Характеристики обнаружения пространственно протяженной цели при различных значениях эффективной протяженности

Таким образом, предложенная в работе решающая статистика (7) позволяет эффективно решить задачу обнаружения пространственно протяженной цели в моноимпульсных суммарно-разностных пеленгаторах.

Литература

- [1] Островитянов Р. В., Монаков А. А., Храменко Г. Н. Статистические характеристики составляющих комплексного моноимпульсного отношения // "Радиотехника и электроника", 1988, № 5. — С. 1088–1091.
- [2] Репин В. Г., Тартаковский А. Г. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем. — М.: Сов. радио, 1977.
- [3] Kelly E. J. An adaptive detection algorithm // IEEE Transaction on Aerospace and Electronic Systems, vol. 22, p. 115-127, Mar. 1986.

- [4] Монаков А. А., Островитянов Р. В. Влияние шумов на точность оценивания положения центра протяженной цели // Изв. вузов: Радиоэлектроника, 1992, №5. — С. 39-44.

Поступила в редколлегию 20.01.2014

Монаков Андрей Алексеевич, доктор технических наук, профессор кафедры радиотехнических систем Санкт Петербургского университета аэрокосмического приборостроения (ГУАП). Научные интересы: радиолокация протяженных целей, цифровая обработка сигналов, исследование природных сред радиотехническими методами, вопросы управления воздушным движением.



УДК 621.396.96

Виявлення просторово-протяжної цілі в моноімпульсному сумарно-різницевому пеленгаторі / А. О. Монаков // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. — 2014. — Том 13. — № 1. — С. 99–101.

Методом узагальненого відношення правдоподібності вирішується завдання перевірки статистичної гіпотези про наявність сигналу просторово-протяжної цілі проти альтернативи про спостереження сигналу точкової цілі. Дано імовірнісний аналіз якості виявлення.

Ключові слова: протяжна ціль, моноімпульсний пеленгатор, виявлення цілі, узагальнене відношення правдоподібності.

Іл.: 03. Бібліогр.: 4 найм.

UDC 621.396.96

Detection of an extended radar target in a sum-and-difference monopulse direction finder / A. A. Monakov // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. — 2014. — Vol. 13. — № 1. — P. 99–101.

The problem of an extended target detection is considered in the paper. The problem is solved as a binary statistical test by generalized likelihood method. Probability analysis of the detection performance is presented.

Keywords: extended radar target, monopulse direction finder, target detection, generalized likelihood ratio.

Fig.: 03. Ref.: 4 items.