

УДК 621.39
DOI 10.52575/2687-0932-2022-49-3-597-606

Обнаружение сигналов на фоне шумов в сверхширокополосных радиолокационных системах при субполосной обработке информации

¹ Орищук С.Г., ² Олейник И.И., ² Прохоренко Е.И., ² Головки М.В.

¹ Акционерное общество «НПО» Электронное приборостроение»,
ул. 2-я Боевская, д. 2с, стр. 2, г. Москва, 107014, Россия

² Белгородский государственный национальный исследовательский университет,
ул. Победы, д. 85, г. Белгород, 308015, Россия
E-mail: orishuck.sergei@yandex.ru, oleinik_i@bsu.edu.ru

Аннотация. Разработано параметрическое решающее правило обнаружения сигналов на фоне шумов в сверхширокополосных радиолокационных системах при субполосной обработке информации. Решающее правило основано на вычислении отношения правдоподобия и сравнении его с порогом. В качестве оценок используются оценки вектора математического ожидания и ковариационной матрицы. В качестве критерия принятия решения о наличии сигнала на фоне собственных шумов, был выбран критерий Неймана-Пирсона, который обеспечивает максимальную вероятность правильного обнаружения сигнала, при заданной вероятности ошибки первого рода. В качестве обучающей выборки используется выборка, получаемая при априорном отсутствии сигнала, полученная по собственным шумам. В силу независимости частотных каналов, при субполосной обработке, оценка ковариационной матрицы, получаемая на этапе обучения, имеет диагональный вид с оценкой дисперсий уровня шумов в каналах. Разработана процедура оценки уровня порога принятия решения, которая проводится на этапе обучения. Для этого необходимо получить оценки отношения правдоподобия при априорном отсутствии сигнала и выбрать квантиль нормального распределения для заданной вероятности ошибки первого рода.

Ключевые слова: обнаружение, решающее правило, оценка, шум, математическое ожидание, ковариационная матрица, критерий, выборка, вектор, распределение, субполосный

Для цитирования: Орищук С.Г., Олейник И.И., Прохоренко Е.И., Головки М.В. 2022. Обнаружение сигналов на фоне шумов в сверхширокополосных радиолокационных системах при субполосной обработке информации. Экономика. Информатика, 49(3): 597–606. DOI 10.52575/2687-0932-2022-49-3-597-606

Detection of Signals Against Noise in Ultra-Wideband Radar Systems with Subband Processing Information

¹ Sergey G. Orishchuk, ² Ivan I. Oleynik, ² Eraterina I. Prokhorenko, ² Marina V. Golovko

¹ Joint-stock company «SPA» Electronic instrumentation»,
2 Boevskaya St, building 2, house 2c, Moscow, 107014, Russia

² Belgorod National Research University, 85 Pobedy St., Belgorod, 308015, Russia
E-mail: orishuck.sergei@yandex.ru, oleinik_i@bsu.edu.ru

Abstract. A parametric decision rule for detecting signals against noise in ultra-wideband radar systems with subband information processing has been developed. The decisive rule is based on calculating the likelihood ratio and comparing it with the threshold. Estimates of the expectation vector and the covariance matrix are used as estimates. As a criterion for deciding on the presence of a signal against the background of its own noise, the Neumann-Pearson criterion was chosen, which provides the maximum probability of correct detection of the signal, with a given probability of error of the first row. As a training sample, a sample



obtained with a priori absence of a signal, obtained from its own noise, is used. Due to the independence of the frequency channels, with subband processing, the estimate of the covariance matrix obtained at the training stage has a diagonal form with an estimate of the noise level variances in the channels. A procedure has been developed for assessing the level of the decision-making threshold, which is carried out at the training stage. To do this, it is necessary to obtain estimates of the likelihood ratio in the a priori absence of a signal and select the quantile of the normal distribution for a given probability of error of the first kind.

Keywords: detection, decisive rule, estimation, noise, mathematical expectation, covariance matrix, criterion, sampling, vector, distribution, subband

For citation: Orishchuk S.G., Oleynik I.I., Prokhorenko E.I., Golovko M.V. 2022. Detection of Signals Against Noise in Ultra-Wideband Radar Systems with Subband Processing Information. Economics. Information technologies, 49(3): 597–606 (in Russian). DOI 10.52575/2687-0932-2022-49-3-597-606

Введение

На сегодняшний день в сверхширокополосных (СШП) радиолокационных системах (РС) используются различные виды сигналов. Наиболее распространенные из них: линейно-частотно-модулированные (ЛЧМ), фазо-кодо-манипулированные (ФКМ) и ряд других сложных сигналов, включая шумоподобные [Варнон, 2013]. Увеличение спектра сигналов (расширение полосы) определяется все возрастающими требованиями к характеристикам СШП РС. В частности, шириной спектра сигнала определяется разрешающая способность такой системы по дальности [Cherniakov, 2008], что позволяет существенно расширить перечень решаемых системой задач. Это позволяет создать пространственный (дальностный) «портрет» обнаруживаемого объекта [Бакулев, 2004], улучшить контраст обнаруживаемого объекта на фоне пассивной помехи (подстилающей поверхности) за счет снижения доли отражений от нее в разрешаемом объеме системы [Важенин, 2015]. Кроме этого, чем шире спектр сигнала, тем больше энергии можно аккумулировать в излучаемом сигнале, а также сформировать частотный «портрет» объекта [Кошелев, 2001], от которого происходит отражение, и использовать его при распознавании класса объекта.

Кроме этого, необходимо провести оценку координат объекта и осуществлять его сопровождение при движении [Кузьмин, 2000].

Таким образом, обработка информации в СШП радиолокационных системах требует постоянного совершенствования методов представления и ее обработки. Одним из таких методов является субполосная обработка.

Однако, прежде чем решать вышеперечисленные задачи, необходимо принять решение об обнаружении отраженного от объекта сигнала [Taylor, 2000]. По сути, это задача выделения принимаемого сигнала на фоне собственных шумов приемного устройства. Уровень собственных шумов, в свою очередь, определяется чувствительностью приемника [Колосовский, 2012].

Субполосное представление входных сигналов

На сегодняшний день группой ученых НИУ «БелГУ» под руководством профессора Жилиякова Е.Г. достаточно хорошо отработаны методы субполосного представления и дальнейшей цифровой обработки входных сигналов [Zhilyakov, 2015; Zhilyakov, 2020, Попов, 2022]. Данные методы предполагают проведение анализа свойств принимаемых сигналов с позиций разбиения частотной полосы на субполосы [Zhilyakov, 2015].

В данной статье в качестве примера будем рассматривать представление СШП сигнала с ЛЧМ на основе дискретного (ступенчатого) изменения частоты.

Принятый и оцифрованный широкополосный сигнал (дискретизированный по времени) можно представить в векторном виде [Zhilyakov, 2015]

$$\vec{x} = (x_1, \dots, x_Q). \quad (1)$$

При этом компоненты вектора представляют собой значения сигнала (функции времени), которые соответствуют значению аргумента $q\Delta t$

$$x_q = x(q\Delta t), q = 1, \dots, Q, \quad (2)$$

где: Δt – интервал дискретизации по времени; Q – количество отсчетов сигнала; q – номер отсчета.

При обработке сигналов необходимо учитывать то, что энергии сигнальных компонент сосредоточены в малом количестве достаточно узких интервалов области определений спектров. Такой подход, когда данные анализируются с позиций некоторого разбиения частотной оси на ряд частотных интервалов, принято называть субполосным [Zhilyakov, 2020].

$$\Delta\omega = 4\pi/(Q - 1). \quad (3)$$

В соответствии с соотношением (3) предлагается следующее разбиение оси частот на частотные интервалы k вида [Zhilyakov, 2015]

$$\Omega_k = [-\Omega_{1k}, -\Omega_{2k}) \cup [\Omega_{1k}, \Omega_{2k}), k = 0, \dots, K, \quad (4)$$

$$\Omega_{10} = 0; \Omega_{20} = 2\pi/(M - 1); \Omega_{1k} = \Omega_{2,k-1}; \Omega_{2k} - \Omega_{1k} = 4\pi/(Q - 1), \quad (5)$$

где: K – число частотных интервалов; k – номер частотного интервала.

В основе субполосного анализа целесообразно использовать понятие части энергии сигнала, попадающей в заданный частотный интервал [Zhilyakov, 2020]

$$P_k(x) = \int_{\omega \in \Omega_k} |X(\omega)|^2 d\omega / 2\pi. \quad (6)$$

Подстановка сюда определения

$$X(\omega) = \sum_{q=1}^Q x(q) \exp(-j\omega(q - 1)) \quad (7)$$

после ряда преобразований позволяет получить представление непосредственно в области оригиналов в виде квадратичной формы [Zhilyakov, 2020]

$$U_k(\vec{x}) = \vec{x}^T A_k \vec{x}, \quad (8)$$

где: $A_k = \{a_{\gamma\xi}^k\}$, $\gamma, \xi = 1, \dots, Q$ – субполосная матрица с элементами

$$a_{\gamma\xi}^k = \begin{cases} \frac{\sin[\Omega_{2k}(\gamma - \xi)] - \sin[\Omega_{1k}(\gamma - \xi)]}{\pi(\gamma - \xi)}, & \gamma \neq \xi \\ \frac{\Omega_{2k} - \Omega_{1k}}{\pi}, & \gamma = \xi \end{cases} \quad (9)$$

Для каждого частотного интервала рассчитывается субполосная матрица. После преобразования (8) выборка (1) фактически преобразовывается в вектор размерностью k , который можно назвать спектральным вектором (СВ) и записать в виде [Burdanova 2019]

$$\vec{U}_{(k)} = \begin{pmatrix} U_{(1)} \\ U_{(2)} \\ \dots \\ U_{(k)} \end{pmatrix} = (U_{(1)} \ U_{(2)} \ \dots \ U_{(k)})^T, \quad (10)$$

где: U – уровень сигнала в частотном интервале; k – номер частотного интервала; T – знак транспонирования.

Относительно ЛЧМ сигнала, общее число частотных интервалов и их ширину полосы целесообразно сопоставить с числом дискрет сигнала и величиной шага по частоте.

Если радиолокационная система осуществляет несколько зондирований (пачка) по одному и тому же объекту и выполняются требования к когерентности отраженных сигналов (параметры отраженных сигналов неизменны в течение времени когерентности) [Ширман, 2007], то принятую пачку сигналов можно представить в виде выборки n векторов

$$\vec{U}_{n(k)} = \begin{pmatrix} U_{1(1)} & U_{2(1)} & \dots & U_{n(1)} \\ U_{1(2)} & U_{2(2)} & \dots & U_{n(2)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ U_{1(k)} & U_{2(k)} & \dots & U_{n(k)} \end{pmatrix}, \quad (11)$$



где: n – количество импульсов в пачке; текущий номер зондирования $i = 1, \dots, n$; размерность векторов в выборке равна k .

Фактически, такое субполосное представление входных сигналов позволяет рассматривать радиолокационную систему как многоканальную (по частоте) систему. При этом очевидно, что в силу использования при преобразовании субполосных матриц A_k (9) такие каналы являются взаимно ортогональными. Это создает возможность сделать физические предположения о том, что собственные шумы в таких каналах будут независимы (т. е. некоррелированные). Следовательно, при разработке решающего правила выделения сигнала на фоне собственных шумов (обнаружения сигнала) возможно использовать подходы, применяемые в многоканальных радиолокационных системах.

Решающее правило обнаружения сигнала на фоне собственных шумов при субполосной обработке

В общем случае выборка (11) является случайными измерениями (является многомерной случайной величиной), поскольку измерения подвержены случайным возмущениям, вероятностный характер которых сказывается на всех стадиях. Это погрешности самого измерителя, неточности регистрации и шумы в каналах при передаче данных измерений, ошибки округления при вычислениях и ряд других параметров. Следовательно, возможно определить многомерное распределение вероятности данных измерений и провести оценку его моментов. В случае предположения Гауссовости (нормальности) случайных измерений, вероятностное распределение выборки может характеризоваться двумя моментами – первым начальным (математическим ожиданием) и вторым центральным (ковариационной матрицей) [Фомин, 1986].

При таком подходе возможно использование параметрических решающих правил. В данном случае это означает возможность использования оценок параметров распределения случайной величины (выборки входных сигналов). При Гауссовом (нормальном) распределении выборки (11) это оценка первого начального момента (оценка математического ожидания) и второго центрального момента (дисперсии). В многомерном случае – это оценка вектора математического ожидания (МО) и ковариационной матрицы (КМ).

В результате распределение выборки (11) возможно описать многомерным нормальным распределением с определенной плотностью вероятности. В качестве параметров распределения используются оценки МО и КМ.

Элементы КМ отражают степень статистической связи элементов исходного вектора фиксируемых параметров между собой. Вектор МО можно записать в виде

$$\bar{\mathbf{m}}_{(k)} = \begin{pmatrix} m_1 \\ m_2 \\ \dots \\ m_k \end{pmatrix}, \quad (12)$$

где элементы вектора $\bar{\mathbf{m}}_{(k)}$ вычисляются в соответствии с выражениями

$$m_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U_{i(1)}, \quad m_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U_{i(2)}, \quad \dots, \quad m_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U_{i(k)}, \quad (13)$$

где: k – размерность вектора (количество частотных интервалов или субполос); i – текущий номер в выборке (номер зондирования).

Размерность вектора МО (12) будет соответственно k . КМ можно записать в виде выражения [Фомин, 1986]

$$\mathbf{M}_{(k \times k)} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left(\bar{U}_{i(k)} - \bar{\mathbf{m}}_{(k)} \right) \left(\bar{U}_{i(k)} - \bar{\mathbf{m}}_{(k)} \right)^T. \quad (14)$$

Размерность такой матрицы будет равна $k \times k$.

Плотность вероятности i -го вектора выборки может быть записана в виде выражения [Фомин 1986]

$$P(\vec{U}_{i(k)}) = \frac{1}{(2\pi)^n (\det \mathbf{M}_{(k \times k)})^n} \exp \left[-\frac{1}{2} (\vec{U}_{i(k)} - \vec{m}_{(k)})^T \mathbf{M}_{(k \times k)}^{-1} (\vec{U}_{i(k)} - \vec{m}_{(k)}) \right]. \quad (15)$$

Свойство нормальности сильно упрощает вид решающей функции, так как решающая функция оказывается линейной комбинацией наблюдений, и ее распределение вновь будет нормальным.

Априорные вероятности, необходимые для принятия решения о наличии объекта, на практике обычно неизвестны. Поэтому наиболее широко используется критерий, не зависящий от этих вероятностей. Это критерий Неймана – Пирсона, который обеспечивает максимальную вероятность правильного обнаружения D при заданной вероятности ошибки первого рода (ложной тревоги F). Таким образом, решение задачи обнаружения объекта на фоне собственных шумов в большинстве случаев сводится к вычислению отношения правдоподобия и сравнению его с порогом C [Ширман 2007]

$$l(U) = \frac{P_{cu}(U)}{P_u(U)} > C, \quad (16)$$

где: $P_{cu}(U)$ и $P_u(U)$ – условные плотности вероятностей одной и той же принятой реализации, при наличии сигнала и шума и только шума.

Таким образом, требование ограничения условной вероятности $F < F_0 = F_{допуст}$ приводит к небайесовскому критерию Неймана – Пирсона [Ширман, 2007]. Следовательно, оптимальный обнаружитель обеспечивает условную вероятность правильного обнаружения D , наибольшую из всех обнаружителей, условная вероятность ложной тревоги F которых не превышает заданной F_0 [Ширман, 2007].

Порог в данном случае должен выбираться по допустимому уровню условной вероятности ошибки первого рода (ложной тревоги F_0). Это позволяет не оперировать платами за ошибки [Фомин, 1986], которые в общем случае априорно не известны. Но остается некий «произвол» уровня ложной тревоги. Он снижается за счет априорных знаний технических характеристик конкретной РС. Например, путем дифференциации уровня порога по зонам. Возможно увеличить дальность обнаружения, допуская повышение числа ложных тревог в отдельном кольце (секторе дальностей), или сократить это число на меньших дальностях (при больших отношениях сигнал/шум) [Ширман, 2007]. Это позволяет применять различные технические решения конструкторам РС и в большей степени определяется решением конкретных задач такими средствами [Воскресенский, 2004]. Обычно в РС при обнаружении сигнала задается вероятность ошибки первого рода от 10^{-6} до 10^{-10} , в зависимости от конкретных задач [Ботов, 2013].

Решающее правило сформулируем как проверку статистических гипотез.

Гипотеза H_1 – в принимаемом входном сигнале присутствуют отражения от объекта. Гипотеза H_0 – в принимаемом входном сигнале отсутствуют отражения от объекта (присутствуют только собственные шумы).

Решающее правило в данном случае формируется в виде отношения правдоподобия и сравнения его с порогом. После логарифмирования решающее правило может быть записано в виде [Фомин, 1986]

$$\ln L = \frac{n}{2} \ln \frac{\det \mathbf{M}_0}{\det \mathbf{M}_1} + \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^n \left((\vec{U}_{i(k)} - \vec{m}_{0(k)})^T \cdot (\mathbf{M}_{0(k \times k)})^{-1} \cdot (\vec{U}_{i(k)} - \vec{m}_{0(k)}) - \right. \\ \left. - (\vec{U}_{i(k)} - \vec{m}_{1(k)})^T \cdot (\mathbf{M}_{1(k \times k)})^{-1} \cdot (\vec{U}_{i(k)} - \vec{m}_{1(k)}) \right) > \ln C, \quad (17)$$

где: $\vec{m}_{1(k)}$, $\vec{m}_{0(k)}$, $\mathbf{M}_{1(k \times k)}$, $\mathbf{M}_{0(k \times k)}$ – оценки векторов МО и КМ при справедливости гипотез H_1 и H_0 соответственно.



Оценки вектора МО $\bar{\mathbf{m}}_{1(k)}$ и КМ $\mathbf{M}_{1(k \times k)}$ должны быть получены с использованием контрольной выборки, получаемой в текущих измерениях по априори неизвестному объекту.

Оценки вектора МО $\bar{\mathbf{m}}_{0(k)}$ и КМ $\mathbf{M}_{0(k \times k)}$ должны быть получены с использованием обучающей выборки, получаемой априорно в условиях отсутствия отраженного сигнала от объекта.

Рассмотрим более подробно свойства этих оценок. Для радиосигнала оценки МО будут равны нулю. То есть представляют собой вектор с компонентами равными нулю. Оценка КМ $\mathbf{M}_{0(k \times k)}$ в силу независимости шумов в частотных каналах (некоррелированности) будет диагональной [Ширман, 2007]

$$\mathbf{M}_{0(k \times k)} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & & & \\ & \sigma_2^2 & & \\ & & \dots & \\ & & & \sigma_k^2 \end{pmatrix}, \quad (18)$$

где: σ_k^2 – дисперсии уровня шумов в k -м частотном канале (в общем случае дисперсии могут быть не равны друг другу).

Оценка $\mathbf{M}_{1(k \times k)}$ может быть получена в соответствии с выражением (14) и имеет вид

$$\mathbf{M}_{1(k \times k)} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left(\bar{\mathbf{U}}_{i(k)} \right) \left(\bar{\mathbf{U}}_{i(k)} \right)^T. \quad (19)$$

Таким образом, учитывая (18) и (19), решающее правило (17) можно записать в виде

$$\ln L = \frac{n}{2} \ln \frac{\det \mathbf{M}_0}{\det \mathbf{M}_1} + \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^n \left(\left(\bar{\mathbf{U}}_{i(k)} \right)^T \cdot \left(\mathbf{M}_{0(k \times k)} \right)^{-1} \cdot \left(\bar{\mathbf{U}}_{i(k)} \right) - \left(\bar{\mathbf{U}}_{i(k)} \right)^T \cdot \left(\mathbf{M}_{1(k \times k)} \right)^{-1} \cdot \left(\bar{\mathbf{U}}_{i(k)} \right) \right) > \ln C. \quad (20)$$

После преобразования, возможно привести к виду

$$\ln L = \frac{n}{2} \ln \frac{\det \mathbf{M}_0}{\det \mathbf{M}_1} + \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^n \left(\left(\bar{\mathbf{U}}_{i(k)} \right)^T \cdot \left(\left(\mathbf{M}_{0(k \times k)} \right)^{-1} - \left(\mathbf{M}_{1(k \times k)} \right)^{-1} \right) \cdot \left(\bar{\mathbf{U}}_{i(k)} \right) \right) > \ln C. \quad (21)$$

Таким образом, решающее правило заключается в вычислении логарифма отношения правдоподобия и сравнения его с порогом. При этом необходимо учитывать особенности, возникающие при субполосном представлении входных сигналов для получения оценок на этапе обучения и в процессе поступления контрольной выборки.

Оценка порога принятия решения о выделении сигнала на фоне собственных шумов при субполосной обработке

Порог принятия решения можно определить, как было сказано выше, в соответствии с критерием Неймана – Пирсона, задав вероятность ошибки первого рода F (ложная тревога). При превышении порога принимается гипотеза H_1 – контрольная выборка содержит сигнал, отраженный от объекта. Гипотеза H_0 принимается, если контрольная выборка содержит только шум.

Порог принятия решения определяется таким образом, чтобы вероятность ошибки первого рода F была не больше заданного значения F_0 [Ширман, 2007]

$$F = \int_c^{\infty} W(L/H_0) dL \leq F_0,$$

где: $W(L/H_0)$ – плотность распределения отношения правдоподобия L при условии, что контрольная выборка (11) $\bar{\mathbf{U}}_{n(k)}$ соответствует гипотезе H_0 .

Для нахождения значения порога принятия решения можно воспользоваться методикой, предложенной в [Фукунага, 1979]. Применительно для рассматриваемого случая процедура нахождения значения порога будет заключаться в следующем. Находим достаточную статистику

$$\eta = \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{U}}_{i(k)})^T \left((\mathbf{M}_{0(k \times k)})^{-1} - (\mathbf{M}_{1(k \times k)})^{-1} \right) \bar{\mathbf{U}}_{i(k)}. \quad (22)$$

При превышении порога принимается решение о наличии в принимаемой выборке отражений от объекта.

$$\eta = 2 \ln \frac{C}{\frac{\det \mathbf{M}_0}{\det \mathbf{M}_1}^{\frac{n}{2}}}. \quad (23)$$

При этом необходимо вычислить значения параметров распределения решающей статистики η . При большом n можно полагать распределение η нормальным [Фукунага, 1979]. Таким образом, задача сводится к расчету среднего значения $m_\eta = \langle \eta \rangle$ и дисперсии $\langle \eta^2 - m_\eta^2 \rangle$ статистики η для гипотез H_0 и H_1 . Для решения этой задачи выделим из (22) одно из статистических независимых слагаемых и обозначим

$$\eta_i = (\bar{\mathbf{U}}_{i(k)})^T \left((\mathbf{M}_{0(k \times k)})^{-1} - (\mathbf{M}_{1(k \times k)})^{-1} \right) \bar{\mathbf{U}}_{i(k)}, \quad (24)$$

где

$$\mathbf{Z} = (\mathbf{M}_{1(k \times k)})^{-1} - (\mathbf{M}_{0(k \times k)})^{-1}. \quad (25)$$

Вычислив характеристическую функцию, получим

$$Q_i(\vartheta) = \left| \mathbf{I} - j2\vartheta \mathbf{M} \mathbf{Z} \right|^{-\frac{n}{2}}, \quad (26)$$

где: \mathbf{I} – единичная матрица; $\mathbf{M} = \mathbf{M}_{0(k \times k)}$, $\mathbf{M} = \mathbf{M}_{1(k \times k)}$ для гипотез H_0 и H_1 соответственно.

Характеристическая функция принимает вид

$$Q_0(\vartheta) = \left| \mathbf{I} - j2\vartheta (\mathbf{I} - (\mathbf{M}_{0(k \times k)}) (\mathbf{M}_{1(k \times k)})^{-1}) \right|^{-\frac{n}{2}}, \quad (27)$$

$$Q_1(\vartheta) = \left| \mathbf{I} - j2\vartheta ((\mathbf{M}_{1(k \times k)}) (\mathbf{M}_{0(k \times k)})^{-1} - \mathbf{I}) \right|^{-\frac{n}{2}}. \quad (28)$$

Путем дифференцирования (27), (28) найдем среднее значение статистики η для обеих проверяемых гипотез

$$m_{\eta_0} = n \text{Sp}(\mathbf{I} - (\mathbf{M}_{0(k \times k)}) (\mathbf{M}_{1(k \times k)})^{-1}), \quad (29)$$

$$m_{\eta_1} = n \text{Sp}(\mathbf{I} - (\mathbf{M}_{1(k \times k)}) (\mathbf{M}_{0(k \times k)})^{-1}),$$

$$\sigma_{\eta_0}^2 = 2n \text{Sp}(\mathbf{I} - (\mathbf{M}_{0(k \times k)}) (\mathbf{M}_{1(k \times k)})^{-1})^2,$$

$$\sigma_{\eta_1}^2 = 2n \text{Sp}(\mathbf{I} - (\mathbf{M}_{1(k \times k)}) (\mathbf{M}_{0(k \times k)})^{-1})^2.$$

Обозначим порог принятия решения символом C_{1-F} , величина порога C_{1-F} является решением трансцендентного уравнения [Фукунага, 1979]

$$F = 1 - \Phi \left(\frac{C_{1-F} - m_{\eta_0}}{\sigma_{\eta_0}} \right), \quad (30)$$

где $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2}} \int_{-\infty}^x \exp^{-t^2/2} dt$ – интеграл вероятности. При этом вероятность правильного принятия решения

$$D = 1 - \Phi \left(\frac{C_{1-F} - m_{\eta_1}}{\sigma_{\eta_1}} \right). \quad (31)$$



Обозначим через $\xi_\alpha - \alpha$ процентную точку отклонения (квантиль) нормального распределения вероятностей D и F и определим порог принятия решения $C_{1-F} = \xi_{1-F} \sigma_{\eta_0} + m_{\eta_0}$, где ξ_{1-F} – квантиль нормального распределения для заданной вероятности F .

Таким образом, процедура оценивания уровня порога принятия решения проводится на этапе обучения и сводится к получению оценок m_{η_0} , $\sigma_{\eta_0}^2$ с дальнейшим выбором квантиля нормального распределения для заданной вероятности F .

Заключение

В результате проведенных научных исследований было разработано решающее правило обнаружения сигналов на фоне шумов в сверхширокополосных радиолокационных системах при субполосной обработке информации.

Решающее правило основано на параметрическом подходе, использующем оценки параметров распределения случайной величины и сводится к вычислению отношения правдоподобия и сравнении его с порогом. В качестве оценок были выбраны оценка первого начального момента (оценка математического ожидания) и второго центрального момента (дисперсии), в условиях Гауссовости (нормальности) распределения. В многомерном случае – это оценки вектора математического ожидания и ковариационной матрицы.

В качестве критерия принятия решения о наличии сигнала на фоне собственных шумов был выбран критерий Неймана – Пирсона, который обеспечивает максимальную вероятность правильного обнаружения сигнала при заданной вероятности ошибки первого рода (ложной тревоги). При этом нет необходимости учитывать априорные вероятности, а соответственно и платы за ошибки, которые на практике обычно неизвестны.

В качестве обучающей выборки для оценок используется выборка, получаемая при априорном отсутствии отраженного от объекта сигнала (выборка, полученная по собственным шумам).

При разработке решающего правила учитывался ряд особенностей, возникающих при субполосной обработке. В частности, в силу независимости частотных каналов оценка ковариационной матрицы, получаемая на этапе обучения, имеет диагональный вид с оценкой дисперсий уровня шумов в каналах. В общем случае их величина может быть не одинакова.

Разработана процедура оценки уровня порога принятия решения, которая проводится на этапе обучения. Для этого необходимо получить оценки отношения правдоподобия при априорном отсутствии сигнала и выбрать квантиль нормального распределения для заданной вероятности ошибки первого рода.

Список литературы

- Бакулев П.А. 2004. Радиолокационные системы. Москва. Радиотехника: 320.
- Ботов М.И., Вяхирев В.А. 2013. Основы теории радиолокационных систем и комплексов. Под общ. ред. М.И. Ботова. Красноярск. Сибирский федеральный университет: 530.
- Важенин В.Г. и др. 2015. Полунатурное моделирование бортовых радиолокационных систем, работающих по земной поверхности. Под общ. ред. В. Г. Важенина. Екатеринбург. Изд-во Уральского ун-та: 208.
- Воскресенский Д.И. 2004. Активные фазированные антенные решетки. Под ред. Д.И. Воскресенского и А.И. Канащенкова. Москва. Радиотехника: 368.
- Колосовский Е.А. 2012. Устройства приема и обработки сигналов. 2-е изд. Москва. Горячая линия – Телеком: 456.
- Кошелев В.И., Сарычев В.Т., Шипилов С.Э., Якубов В.П. 2001. Оценивание информационных характеристик радиолокационных объектов при сверхширокополосном зондировании. Журнал радиоэлектроники № 5, электронный журнал, ISSN: 1684-1719.
- Кузьмин С.З. 2000. Цифровая радиолокация. Введение в теорию. Киев. Издательство КВЦ: 428.

- Попов А.Н., Тетерин Д.П., Яшин А.Г., Харитонов А.Ю., Жилияков Е.Г., Олейник И.И. 2022. Субполосный способ радиолокационного обнаружения малоразмерных беспилотных летательных аппаратов. Описание изобретения к патенту RU 2765272 C1 27.01.2022.
- Фомин Я.А., Тарловский Г.Р. 1986. Статистическая теория распознавания образов. Москва, Радио и связь: 264.
- Фукунага К. 1979. Введение в статистическую теорию распознавания образов. Москва. Наука: 368.
- Ширман Я.Д. 2007. Радиоэлектронные системы: Основы построения и теория: справочник. М. Радиотехника: 512.
- Barnon David K. 2013. Radar equations for modern radar. Artech house. Boston|London: 428.
- Burdanova E.V., Zhilyakov E.G., Mamatov A.V., Nemtsev A.N., Oleynik I.I. 2019. Decisive rule experimental studies to detect objects on the background of the earth surface using polarization differences of radar signals. COMPUSOFT. An International Journal of Advanced Computer Technology, 8(6): 3166–3170.
- Cherniakov Mikhail. 2008. Bistatic Radar: Emerging Technology. Edited by Mikhail Cherniakov. John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, England: 394.
- Taylor, P.E. 2000. Ultra-wideband Radar Technology. Edited by James D. Taylor, P.E. CRC Press Boca Raton, London, New Work, Washington: 260.
- Zhilyakov E.G. 2015. Optimal subband methods for analyzing and synthesizing signals of finite duration. Automation and Telematics, 4: 51–66.
- Zhilyakov E.G., Belov S.P., Oleinik I.I., Babarinov S.L., Trubitsyna D.I. 2020. Generalized sub band analysis and signal synthesis. Bulletin of Electrical Engineering and Informatics, 1(9): 78–86.

References

- Bakulev P.A. 2004. Radar systems. Moscow. Radio equipment: 320 (in Russian).
- Botov M.I., Vyakhirev V.A. 2013. Fundamentals of the theory of radar systems and complexes. Under the general editorship of M.I. Botov. Krasnoyarsk. Siberian Federal University: 530 (in Russian).
- Vazhenin V.G. et al. 2015. Semi-natural modeling of airborne radar systems operating on the Earth's surface. Under the general editorship of V. G. Vazhenin. Ekaterinburg. Ural University Publishing House: 208 (in Russian).
- Voskresensky D.I. 2004. Active phased array antennas. Edited by D.I. Voskresensky and A.I. Kanashchenkov. Moscow. Radio engineering: 368 (in Russian).
- Kolosovsky E.A. 2012. Signal reception and processing devices. 2nd ed. Moscow. Hotline–Telecom: 456 (in Russian).
- Koshelev V.I., Sarychev V.T., Shipilov S.E., Yakubov V.P. 2001. Evaluation of the information characteristics of radar objects during ultra-wide-field sensing. Journal of Radio Electronics No. 5, Electronic Journal, ISSN:1684-1719 (in Russian).
- Kuzmin S.Z. 2000. Digital radar. Introduction to the theory. Kyiv. KVITS Publishing House: 428 (in Russian).
- Popov A.N., Teterin D.P., Yashin A.G., Kharitonov A.Yu., Zhilyakov E.G., Oleynik I.I. 2022. A subband method for radar detection of small-sized unmanned aerial vehicles. Description of the invention to patent RU 2765272 C1 27.01.2022 (in Russian).
- Fomin Ya.A., Tarlovsky G.R. 1986. Statistical theory of pattern recognition. Moscow, Radio and Communications: 264 (in Russian).
- Fukunaga K. 1979. Introduction to the statistical theory of pattern recognition. Moscow. Science: 368 (in Russian).
- Shirman Ya.D. 2007. Radio electronic systems: Fundamentals of construction and theory: handbook. M. Radio Engineering: 512 (in Russian).
- Barnon David K. 2013. Radar equations for modern radar. Artech house. Boston|London: 428.
- Burdanova E.V., Zhilyakov E.G., Mamatov A.V., Nemtsev A.N., Oleynik I.I. 2019. Decisive rule experimental studies to detect objects on the background of the earth surface using polarization differences of radar signals. COMPUSOFT. An International Journal of Advanced Computer Technology, 8(6): 3166–3170.
- Cherniakov Mikhail. 2008. Bistatic Radar: Emerging Technology. Edited by Mikha Cherniakov. John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, England: 394.



- Taylor, P.E. 2000. Ultra-wideband Radar Technology. Edited by James D. Taylor, P.E. CRC Press Boca Raton, London, New York, Washington: 260.
- Zhilyakov E.G. 2015. Optimal subband methods for analyzing and synthesizing signals of finite duration. Automation and Telemekhanics, 4: 51–66.
- Zhilyakov E.G., Belov S.P., Oleinik I.I., Babarinov S.L., Trubitsyna D.I. 2020. Generalized sub band analysis and signal synthesis. Bulletin of Electrical Engineering and Informatics, 1(9): 78–86.

Конфликт интересов: о потенциальном конфликте интересов не сообщалось.

Conflict of interest: no potential conflict of interest related to this article was reported.

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРАХ

INFORMATION ABOUT THE AUTHORS

Орищук Сергей Григорьевич, кандидат технических наук, ведущий научный сотрудник Акционерного общества «НПО» «Электронное приборостроение», г. Москва, Россия

Sergey G. Orishchuk, Candidate of Technical Sciences, Leading Researcher of Joint-stock company «SPA» Electronic instrumentation», Moscow, Russia

Олейник Иван Иванович, кандидат технических наук, доцент кафедры информационно-телекоммуникационных систем и технологий, Белгородский государственный национальный исследовательский университет, г. Белгород, Россия

Ivan I. Oleynik, Candidate of Technical Sciences, Associate Professor of the Department of Information and Telecommunication Systems and Technologies, Belgorod National Research University, Belgorod, Russia

Прохоренко Екатерина Ивановна, кандидат технических наук, доцент, доцент кафедры информационно-телекоммуникационных систем и технологий, Белгородский государственный национальный исследовательский университет, г. Белгород, Россия

Eraterina I. Prokhorenko, Candidate of Technical Sciences, Associate Professor, Associate Professor of the Department of Information and Telecommunication Systems and Technologies, Belgorod National Research University, Belgorod, Russia

Головко Марина Викторовна, ассистент кафедры информационно-телекоммуникационных систем и технологий, Белгородский государственный национальный исследовательский университет, г. Белгород, Россия

Marina V. Golovko, Assistant of the Department of Information and Telecommunication Systems and Technologies, Belgorod National Research University, Belgorod, Russia