

УДК 621.327

В.И. Кошелев, И.С. Холопов

ПОВЫШЕНИЕ ВЕРОЯТНОСТИ ОБНАРУЖЕНИЯ ЦЕЛЕЙ В РАДИОЛОКАЦИОННЫХ СИСТЕМАХ С РАСПОЗНАВАНИЕМ ТИПОВ ПОМЕХ

Введен критерий эффективности распознавания преднамеренных маскирующих помех на основе байесовского правила, в котором в качестве штрафа за неправильные решения принято относительное снижение вероятности правильного обнаружения цели. Предложен эвристический алгоритм классификации помех, основанный на спектральных оценках параметров помех. Проведен сравнительный анализ эффективности оптимального и эвристического алгоритмов распознавания.

Введение. Борьба с естественными помехами и помехами, преднамеренно создаваемыми средствами радиоэлектронного подавления, является одной из актуальных задач радиолокации. Известны различные аппаратно-программные средства, позволяющие эффективно компенсировать негативное действие помех. Необходимо учитывать, что помехи наблюдаются не во всей области обзора, а в отдельных пространственных элементах разрешения. Поэтому постоянное или ошибочное включение средств защиты от пассивных и (или) активных помех при их отсутствии, как правило, приводит к ухудшению отношения сигнал-шум и снижает реальную дальность обнаружения целей. Один из подходов к решению указанной задачи связан с распознаванием типов воздействующих на радиолокационные системы (РЛС) помех и применением оптимальных (квазиоптимальных) алгоритмов обработки полезного сигнала на фоне данного типа помех.

Цель работы – повышение вероятности обнаружения целей при использовании канала распознавания помех для каждого элемента разрешения РЛС и принятие обоснованной стратегии борьбы с ними.

Теоретическая часть. Введем критерий качества работы устройства распознавания (УР) помех – функцию среднего (байесовского) риска. Обозначим плату (штрафы) за принятие неправильных решений символами r_{ij} , где i показывает номер истинной гипотезы, а j – принимаемой. Тогда функция среднего риска R запишется в виде [1]:

$$R = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m p_i r_{ij} P\{(x_1, \dots, x_N) \in G_j | s_i\}, \quad (1)$$

где p_i – априорные вероятности реализации гипотез H_i , $P\{(x_1, \dots, x_N) \in G_j | s_i\}$ – условная вероятность отнесения выборки комплексных отсчетов (x_1, \dots, x_N) при распознавании к классу j (к области G_j), если в действительности имеет место состояние s_i . Для упрощения записи обозначим условную вероятность отнесения процесса класса i к классу j как переменную P_{ij} . Тогда (1) перепишется в виде:

$$R = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m p_i r_{ij} P_{ij}.$$

Оптимальное решающее правило классификации нормально распределенных процессов по критерию максимума апостериорной вероятности имеет вид [1]:

$$P\{H_j | x_1, \dots, x_N\} = \frac{p_j W_N(x_1, \dots, x_N | H_j)}{\sum_{k=1}^m p_k W_N(x_1, \dots, x_N | H_k)} \rightarrow \max_j, \quad (2)$$

где $W_N(x_1, \dots, x_N | H_j) = (2\pi)^{-N} |\mathbf{R}_j|^{-1/2} \times \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{X} - \mathbf{M})^H \mathbf{R}_j^{-1}(\mathbf{X} - \mathbf{M})\right\}$ – N -мерная

плотность вероятности нормального процесса с вектором-столбцом средних значений \mathbf{M} и ковариационной матрицей \mathbf{R}_j ; \mathbf{X} – вектор-столбец входной выборки; p_j , $j = \overline{1, m}$ – априорные вероятности появления гипотез H_j , « H » – символ преобразования Эрмита. При равной априорной вероятности появления гипотез критерий максимума апостериорной вероятности (2) преобразуется в критерий максимального правдоподобия

$$W_N(x_1, \dots, x_N | H_j) = (2\pi)^{-N} |\mathbf{R}_j|^{-1/2} \times \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{X} - \mathbf{M})^H \mathbf{R}_j^{-1}(\mathbf{X} - \mathbf{M})\right\} \rightarrow \max. \quad (3)$$

Логарифмируя (3) и исключая не зависящие от параметров распознаваемых процессов величины, представим функцию правдоподобия в виде [2]:

$$-\ln\{|\mathbf{R}_j|\} - \text{tr}\{\mathbf{R}_j^{-1}(\mathbf{X} - \mathbf{M})(\mathbf{X} - \mathbf{M})^H\} \rightarrow \max, \quad (4)$$

где $\text{tr}\{\cdot\}$ обозначает след матрицы. Оптимальное решающее правило (4) требует априорного знания параметров распределения \mathbf{R}_j и \mathbf{M} .

Известно [3], что эффективность системы оптимальной обработки при гауссовской статистике полезного сигнала наиболее полно характеризуется вероятностями правильного D и ложного F обнаружения. Поэтому примем штраф за принятие неправильного решения r_{ij} равным отношению уменьшению вероятности D_{ii} правильного обнаружения цели с известными характеристиками помех, т.е. отношению вероятности D_{ii} при использовании алгоритма обработки в соответствии с истинной гипотезой H_i к вероятности D_{ij} при использовании алгоритма обработки в соответствии с ложно принимаемой гипотезой H_j : $r_{ij} = D_{ii}/D_{ij}$. Штрафы за принятие правильных решений $r_{ii} = 0$.

Обычно априорные вероятности гипотез p_i неизвестны, поэтому примем их равновероятными и в выражениях, характеризующих критерий качества, используем условную функцию риска (УФР) R^* :

$$R^* = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m r_{ij} P_{ij} \rightarrow \min. \quad (5)$$

Относительно помеховой обстановки ограничимся четырьмя гипотезами:

1) гипотеза H_1 : отсутствие пассивных (ПП) и активных (АП) помех (только внутренний шум приемника);

2) гипотеза H_2 : аддитивная смесь ПП + шум;

3) гипотеза H_3 : аддитивная смесь АП + шум;

4) гипотеза H_4 : аддитивная смесь ПП + АП + шум.

Распознавание гипотез будем осуществлять на основании анализа радиолокационной информации, поступающей по главному лучу диаграммы направленности приемо-передающей антенны (при условии подавления помех, действующих по боковым лепесткам).

Экспериментальная часть. Покажем, как распознавание типов помех влияет на вероятность правильного обнаружения цели. На рисунке 1 приведены теоретические зависимости вероятностей правильного обнаружения цели на фоне аддитивного внутреннего шума приемника при следующих решениях: 1 – правильно принята гипотеза H_1 , 2 – ошибочно принята гипотеза H_2 , 3 – ошибочно принята гипотеза H_3 , 4 – ошибочно принята гипотеза H_4 .

При построении зависимостей полагалось, что для подавления ПП используется режекторный фильтр с оптимизированным порядком и коэффициентами, настроенный на гауссовскую помеху с относительной шириной спектра флуктуаций $\Delta f T = 0,1$ и отношением пассивная помеха-шум 40 дБ (порядок фильтра выбран равным четырем из условия подавления пассивной помехи до уровня внутреннего шума); для подавления АП используется автокомпенсатор с корреляционными обратными связями; принята вероятность ложной тревоги $F = 10^{-4}$, количество импульсов в пачке $N_n = 32$; доплеровский набег фазы сигнала за период повторения зондирующих импульсов сигнала принят равным 90° . Зависимости 1–4 на рисунке 1 построены по методу собственных значений [4]. Из приведенных зависимостей следует, что включение средств помехозащиты при отсутствии помех приводит к потерям в отношении сигнал-шум от 2 до 5 дБ, что эквивалентно уменьшению дальности обнаружения при активном методе радиолокации в 1,12...1,33 раза.

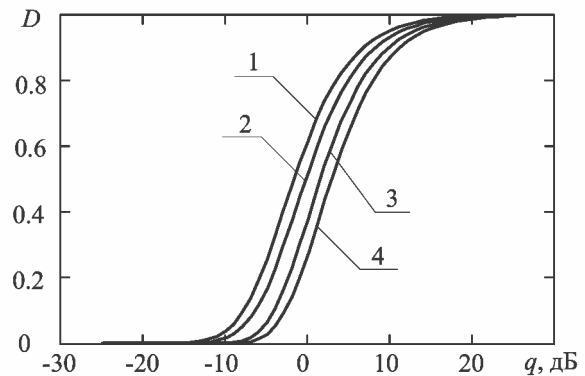


Рисунок 1

Поскольку результат распознавания гипотезы H_j для совокупности анализируемых выборок представляет собой последовательность правильных (логическая 1) и неправильных (логический 0) решений, то в качестве меры достоверности оценок условных вероятностей P_{ij} может выступать доверительный интервал с мерой значимости α . Границы $W_{n,1,2}$ доверительной оценки неизвестной вероятности по большим выборкам [5] определяются по формуле

$$\left| \frac{W_{n,1,2} - p}{\sqrt{pq/N_3}} \right| < z_\alpha,$$

где N_3 – число экспериментов, $q = 1-p$, а величина z_α может быть найдена из уравнения

$$2\Phi_0(z_\alpha) = 1 - \alpha,$$

в котором $\Phi_0(\cdot)$ – интеграл вероятности. Для ситуации с высокой вероятностью правильного распознавания (примем ее равной $p = 0,9$) зависимости ширины доверительных интервалов от

числа экспериментов и различных мер значимости показаны на рисунке 2.

Вероятности правильного распознавания гипотез $H_1 - H_4$ при использовании критерия максимума правдоподобия (4) и различной длине экзаменуемой реализации приведены на рисунке 3. Зависимости получены путем усреднения результатов модельного эксперимента по $N_s = 10000$ реализаций. При этом величина доверительного интервала оценок с мерой значимости не менее 0,99 не превосходит 0,01.

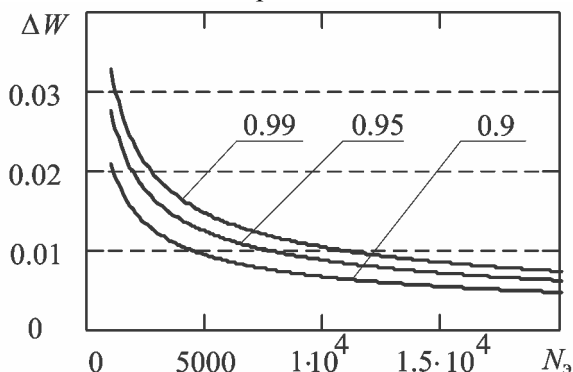


Рисунок 2

Вероятности ошибочного распознавания гипотез показаны на рисунке 4. Равенство $P_{11} = 1$ уже при $N = 2$ объясняется существенным различием мощностей преднамеренных помех и внутреннего шума приемника, что позволяет правильно распознавать гипотезу H_1 по ковариационной матрице размером 2×2 .

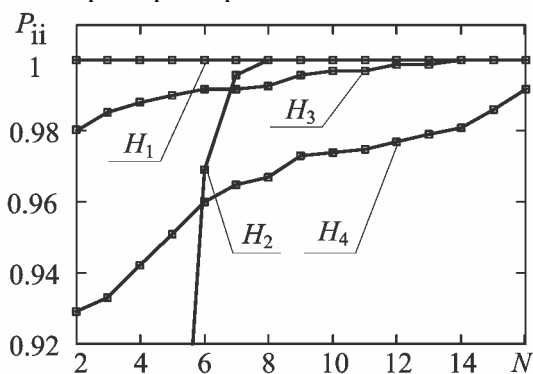


Рисунок 3

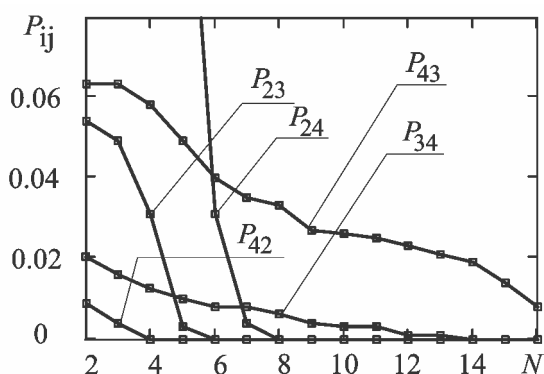


Рисунок 4

На основании результатов моделирования вычислим условную функцию риска для ситуации постоянной работы средств защиты от пассивных и активных помех и их включения по сигналам УР в случае распознавания помех. Использование процедуры распознавания будем считать оправданным, если УФР (5) при работе УР не будет превосходить УФР при постоянной работе средств защиты от помех.

Допустим, что ожидаемая мощность как пассивных, так и активных помех превосходит мощность шума приемника на 40 дБ, доплеровский набег фазы сигнала за период повторения импульсов – 90° , для распознавания помех используются 8 импульсов. Вероятности распознавания гипотез $H_1 - H_4$ по критерию (4) при указанных энергетических соотношениях могут быть представлены в виде матрицы \mathbf{P} условных вероятностей P_{ij} :

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,992 & 0,008 \\ 0 & 0 & 0,033 & 0,967 \end{bmatrix}$$

С учетом нулевых элементов матрицы \mathbf{P} УФР при работе УР для рассматриваемого случая приводится к виду

$$R_{\text{УР}}^* = \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 r_{ij} P_{ij} = r_{34} P_{34} + r_{43} P_{43}, \quad (6)$$

а при постоянном включении средств помехозащиты, когда элементы последнего столбца матрицы \mathbf{P} принимают единичные значения, к виду

$$R^* = \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 r_{ij} P_{ij} = r_{14} P_{14} + r_{24} P_{24} + r_{34} P_{34} = r_{14} + r_{24} + r_{34}. \quad (7)$$

Вычислим для выбранных выше числовых параметров размеры штрафов за принятие неправильных решений r_{ij} . Проигрыш в вероятности правильного обнаружения в случае принятия решения о гипотезе H_4 при истинных гипотезах $H_1 - H_3$ и использовании оптимальных алгоритмов обработки соответственно составит $r_{14} = 1,09$, $r_{24} = 1,047$ и $r_{34} = 1,02$. Штрафам r_{14} , r_{24} и r_{34} соответствуют потери в отношении сигнал-(помеха+шум) 4,5, 2,9 и 1,5 дБ. В случае ошибочного принятия смеси активных и пассивных помех только за активную помеху проигрыш составит $r_{43} = 83,97$. Тогда по (6) и (7) $R_{\text{УР}}^* = 2,78$, $R^* = 3,16$, а их отношение равно $R^*/R_{\text{УР}}^* = 1,14$, то есть применение процедуры распознавания оправдано.

Поскольку оптимальное правило (4) требует знания априорно неизвестных параметров \mathbf{M} и \mathbf{R}_s , возможен переход к эвристическому алго-

ритму распознавания, основанному на оценивании относительной ширины спектра и мощности входного процесса. Известно [6], что относительная ширина спектра флуктуаций пассивной помехи по уровню 0,5 по мощности может лежать в диапазоне $\Delta f T = 0,02 \dots 0,25$. Тогда будем классифицировать процессы с $\Delta f T = 1$ как активные помехи либо как внутренний шум приемника. Так как мощность шума приемника можно оценить по формуле Найквиста

$$P_{\text{шум}} = K_{\text{ш}} k T_0 \Delta f,$$

где $K_{\text{ш}}$ – коэффициент шума приемника, $k = 1,38 \cdot 10^{-23}$ Дж/К – постоянная Больцмана, T_0 – температура в Кельвинах, Δf – ширина полос частот приемного тракта, то средняя мощность спектральных отсчетов позволяет разделить гипотезы H_1 и H_3 . Процессы с $\Delta f T \leq 0,25$ и превышением минимального уровня мощности среди всех доплеровских каналов над спектральной плотностью мощности (СПМ) шума приемника не более чем в 2 раза будем относить к пассивным помехам (величина порогового отношения по мощности выбрана из соображений стабилизации вероятности ложного распознавания процессов с различной мощностью на уровне 10^{-3}). Ситуацию при $\Delta f T < 1$ и минимальном уровне мощности среди всех доплеровских каналов более чем вдвое большем СПМ шума приемника будем классифицировать как гипотезу H_4 .

Для аналогичных численных значений параметров моделирования матрица вероятностей эвристического алгоритма при $N = 8$ равна

$$P_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,823 & 0 & 0,177 \\ 0 & 0 & 0,991 & 0,009 \\ 0 & 0,001 & 0,094 & 0,905 \end{bmatrix},$$

$r_{42} = 2137$, а УФР $R_{\text{ур}}^* = 10,22$. Таким образом, использование 8 импульсов для распознавания помех по эвристическому алгоритму не позволяет обеспечить УФР меньшую, чем в случае постоянного включения средств помехозащиты. Основным инструментом уменьшения условного риска является увеличение длины контрольной выборки (рисунок 5).

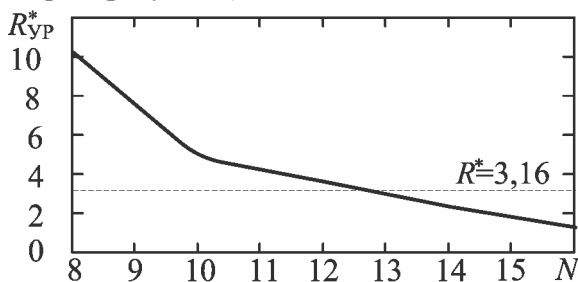


Рисунок 5

Из рисунка 5 следует, что величина УФР для эвристического алгоритма не превосходит $R^* = 3,16$ при числе отсчетов в выборке не менее $N = 13 \dots 14$. Так, увеличив длину выборки для распознавания до 16 импульсов, получим

$$P_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,996 & 0 & 0,004 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0,015 & 0,985 \end{bmatrix},$$

и $R_{\text{ур}}^* = 1,26$, что меньше $R^* = 3,16$ в 2,5 раза. С дальнейшим ростом числа импульсов, отводимых на распознавание помех, матрица P_1 , как и P , асимптотически стремится к единичной матрице.

Заключение. Численные значения для условных рисков при использовании рассмотренных алгоритмов распознавания при различных размерностях контрольной выборки приведены в таблице. Они соответствуют наиболее неблагоприятной для распознавания ситуации равенства энергий активной и пассивной помех и априорных вероятностей реализации рассматриваемых гипотез. В случае различия мощностей помех вероятность правильного распознавания гипотез $H_2 - H_4$ возрастает, что приводит к уменьшению условных вероятностей неправильного распознавания P_{ij} и увеличению отношения $R^*/R_{\text{ур}}^*$.

Таблица 1

| Стратегия | Оптимальный алгоритм | | Эвристический алгоритм | | Постоянное включение средств помехозащиты | |
|------------------------|----------------------|------|------------------------|------|---|------|
| | N=8 | N=16 | N=8 | N=16 | N=8 | N=16 |
| $R_{\text{ур}}^*, R^*$ | 2,78 | 0,59 | 10,2 | 1,26 | 3,16 | 3,16 |
| $R^*/R_{\text{ур}}^*$ | 1,14 | 5,37 | 0,31 | 2,5 | 1 | 1 |

Полученные результаты позволяют обосновать выбор стратегии борьбы с преднамеренными помехами, связав его с объемом выборки, отводимой на распознавание.

Библиографический список

1. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Книга вторая. – М.: Советское радио, 1968. – 504 с.
2. Фукунага К. Введение в статистическую теорию распознавания образов. Пер. с англ. – М.: Наука, 1979. – 368 с.
3. Кошелев В.И. АРСС-модели случайных процессов. Прикладные задачи синтеза и оптимизации. – М.: Радио и связь, 2002. – 112 с.
4. Лихарев В.А. Цифровые методы и устройства в радиолокации. – М.: Сов. радио, 1973. – 456 с.

5. *Бронштейн И.Н., Семендяев К.А.* Справочник по математике для инженеров и учащихся втузов. – 13-е изд., исправленное. – М.: Наука, Гл. ред. физ.-мат. лит., 1986. – 544 с.

6. *Бакулев П.А., Сосновский А.А.* Радиолокационные и радионавигационные системы. – М.: Радио и связь, 1994. – 296 с.