

УДК 621.327

В.И. Кошелев, И.С. Холопов

ИССЛЕДОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ ПАРАМЕТРОВ МНОГОМОДОВОЙ ПАССИВНОЙ ПОМЕХИ НА ВЕРОЯТНОСТЬ ЕЕ ПРАВИЛЬНОЙ КЛАССИФИКАЦИИ

Проведен анализ эффективности системы распознавания преднамеренных маскирующих помех при ограниченном объеме контрольной выборки. Исследована чувствительность алгоритма классификации маскирующих помех к изменению параметров пассивных помех и величине отношения шум-помеха.

Ключевые слова: помеховая ситуация, алгоритм распознавания, многомодовая помеха, логарифм отношения правдоподобия, вероятность правильного распознавания.

Введение. Важной задачей радиолокации является обнаружение целей в сложной помеховой обстановке. Синтез помехоустойчивых радиолокационных систем (РЛС) позволяет эффективно противостоять действию организованных помех. Одной из основных задач обработки информации в таких РЛС является распознавание тактико-помеховой ситуации, складывающейся в зоне ее ответственности. Адаптация к типам применяемых помех в этом случае производится на основе текущего анализа сигнально-помеховой обстановки и предварительной классификации возможных помеховых ситуаций. Под помеховой ситуацией понимается [1] вид помехового воздействия, присутствующего в канале наблюдения. Полагается, что действующие преднамеренные помехи имеют гауссовское распределение.

Существенное влияние на эффективность анализа помеховых ситуаций оказывают характеристики распознаваемых помех. Грубая классификация маскирующих помех [2] предполагает разделение процессов по ширине спектра на узкополосные (пассивные помехи), широкополосные (заградительные и прицельные активные шумовые помехи) и их аддитивную смесь (комбинированная маскирующая помеха). Вероятность правильного распознавания перечисленных типов помех зависит от параметров пассивных помех (ПП): формы энергетического спектра флуктуаций, его ширины и относительной доплеровской частоты.

Целью работы является исследование робастности алгоритма классификации преднамеренных радиопомех по критерию максимального правдоподобия к априорно неизвестным параметрам ПП: ширине спектра и доплеровскому смещению ее мод.

Алгоритмы распознавания по совокупности признаков. Существующие алгоритмы распознавания различаются характером учета ста-

тистики информативных признаков. Байесовские алгоритмы учитывают априорные вероятности p_j принадлежности помех к классам $j = \overline{1, M}$ алфавита признаков и многомерные плотности вероятностей принимаемых выборок, которые для нормальных стационарных случайных процессов с вектором-столбцом средних значений \mathbf{M} и ковариационной матрицей \mathbf{R}_j определяются выражением

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

где \mathbf{X} – вектор-столбец входной выборки размером N ; « H » – символ преобразования Эрмита. При неизвестной функции штрафов используют алгоритм максимума апостериорной вероятности [3]:

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

При равной априорной вероятности появления гипотез $p_j = 1/M$ его преобразуют к алгоритму максимального правдоподобия (МП), оперирующему логарифмом отношения правдоподобия:

$$-\ln\left\{|\mathbf{R}_j|\right\} - \text{tr}\left\{\mathbf{R}_j^{-1}(\mathbf{X} - \mathbf{M})(\mathbf{X} - \mathbf{M})^H\right\} \rightarrow \max_j, \quad j = \overline{1, M}, \quad (1)$$

где операнд $\text{tr}\{\cdot\}$ обозначает след матрицы.

Оптимальное решающее правило проверки гипотез в частотной области, основанное на вычислении логарифма отношения правдоподобия, при равных априорных вероятностях появления гипотез и неизвестных функциях риска приведено в [4]:

$$\Phi_j \{ \hat{G}(\omega) \} = \prod_{i=0}^{N/2-1} \frac{1}{G_j(\omega_i)} \exp \left\{ - \frac{\hat{G}(\omega_i)}{G_j(\omega_i)} \right\} \rightarrow \max_j, \quad (2)$$

$$j = \overline{1, M},$$

где $\omega_i = 2\pi i / N, i = 0, 1, \dots, N/2 - 1$ – дискретные значения спектральной плотности мощности (СПМ) $\hat{G}(\omega)$.

При неизвестных заранее статистических распределениях признаков помех различных классов применяют непараметрические алгоритмы распознавания. К ним относят алгоритмы минимума расстояний и «ближайших соседей». Алгоритмы минимума расстояний предусматривают принятие решения о классе объекта $j = \overline{1, M}$ по минимуму квадратов расстояний d_j^2 от точки многомерного пространства признаков, определяемой оценочным вектором α , до точек α_{jcp} , соответствующих условным средним значениям векторов признаков j -х классов:

$$k = \arg \min_j d_j^2. \quad (3)$$

Евклидово расстояние определяется соотношением

$$d_j^2 = (\alpha - \alpha_{jcp})^T (\alpha - \alpha_{jcp}), \quad (4)$$

а расстояние Махалонбиса – выражением

$$d_j^2 = (\alpha - \alpha_{jcp})^T \Phi_j^{-1} (\alpha - \alpha_{jcp}), \quad (5)$$

где Φ_j – корреляционная матрица векторов признаков. При независимых признаках $\Phi = \mathbf{I}$, где \mathbf{I} – единичная матрица, и расстояние Махалонбиса переходит в евклидово расстояние. При гауссовском распределении признаков алгоритмы (3), (4) и (4), (5) с точностью до логарифмического слагаемого совпадают с байесовскими [5].

Алгоритм «ближайших соседей» заключается в нахождении для точки α K ближайших к ней точек, имеющихся в памяти устройства распознавания:

$$k = \arg \max_j \sum_{i=1}^K \gamma_{ji},$$

где γ_{ji} – принимает единичное значение, если i -й «ближайший сосед» принадлежит j -му классу, и нулевое – в противном случае. Доказано [6], что по вероятности ошибок распознавания алгоритм «ближайших соседей» уступает байесовским не более чем в два раза.

Для исследования предельной эффективности распознавания в предположении равной априорной вероятности появления помех разных классов целесообразно использовать алгоритм МП (1) или (2).

Формирование объемно-распределенных помех. В [7] показано, что механизм формирования доплеровского спектра отражений от ПП

определяется следующими независимыми друг от друга факторами:

1) различные скорости ветра на различных высотах приводят к распределению радиальных скоростей частиц по вертикальному разрезу луча диаграммы направленности антенны (ДНА);

2) влияние турбулентности атмосферы приводит к колебаниям скорости ветра относительно ее среднего значения;

3) неоднородность скорости падения отражающих частиц также приводит к различию их радиальных составляющих скорости.

Существует еще один фактор, в значительной степени определяющий ширину спектра пассивной помехи, – вращение или перемещение ДНА РЛС. Однако он не зависит от характеристик ПП. Таким образом, разброс скорости ветра и турбулентность атмосферы являются основными факторами, определяющими ширину спектра ПП от облаков дипольных отражателей. На малых дальностях преобладает эффект турбулентности, а по мере увеличения дальности ширина спектра линейно увеличивается из-за влияния градиента скорости ветра [7]. Центр доплеровского спектра дипольных помех приблизительно совпадает со значением радиальной скорости ветра.

Результаты имитационного моделирования. Проанализируем, как меняется вероятность правильного распознавания (ВПР) ПП при изменении ширины спектра флуктуаций помехи, доплеровского смещения мод ее СПМ и отношения шум-помеха методом имитационного моделирования.

На рисунке 1 показаны ВПР ПП при использовании алгоритма распознавания по критерию МП при вариации относительной ширины спектра флуктуаций в диапазоне $\Delta fT = 0,02 \dots 0,2$ и отношении шум-помеха $\lambda = -40$ дБ. Полагается, что огибающая СПМ ПП имеет гауссовскую форму и при нулевой доплеровской скорости определяется формулой:

$$S(f, \Delta fT) = \exp \{ -2,8 [(f - f_0) / \Delta fT]^2 \}, \quad (6)$$

а соответствующие коэффициенты корреляции имеют вид

$$\rho(j, k) = \exp \{ -\pi^2 [\Delta fT(j - k)]^2 / 2,8 \}.$$

Для имитации ПП с СПМ вида (6) использован рекурсивный формирующий фильтр (ФФ) скользящего среднего; порядок p ФФ и его весовые коэффициенты $a_k, k = \overline{1, p}$, связаны с относительной шириной спектра флуктуаций пассивной помехи ΔfT эмпирическими зависимостями [8]:

$$p = 2(9\Delta fT + 1 / \Delta fT),$$

$$a_k = \frac{\sqrt{2\pi\Delta f T}}{\sqrt[4]{2,8\pi}} \exp \left\{ - \left(\pi \Delta f T \left(\frac{p-1}{2} + 1 - k \right) \right)^2 / 1,4 \right\}.$$

Численные результаты для ВПР получены методом имитационного моделирования путем усреднения исходов классификации по критерию (1) 10000 статистически независимых реализаций длиной N . При таком числе экспериментов величина доверительного интервала оценок с мерой значимости не менее 0,99 не превосходит 0,01.

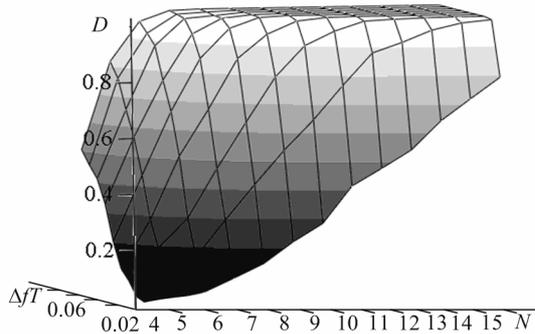


Рисунок 1

Из рисунка 1 видно, что узкополосные процессы требуют для достоверного распознавания более длинной контрольной выборки, поскольку имеют более высокую степень корреляции, а, следовательно, и большего количества импульсов для оценки корреляционных свойств. Так, для обеспечения вероятности правильного распознавания ПП $D > 0,95$ при $\Delta f T = 0,1$ необходимо не менее 6 отсчетов, при $\Delta f T = 0,05$ – не менее 10 отсчетов, а при $\Delta f T = 0,02$ – не менее 19.

Если источники ПП движутся с различными скоростями, то спектральная плотность радиоотражений от них имеет не одну, а несколько мод, и такую помеху называют многомодовой. Для РЛС наземного базирования к ПП, имеющим нулевую доплеровскую скорость, относят отражения от местных предметов. Примерами подвижных ПП естественного и искусственного происхождения являются гидрометеорообразования, облака дипольных отражателей, стаи птиц [9]. Часто рассматривают случай, когда в принимаемом сигнале содержатся две коррелированные помехи с разной доплеровской частотой, автокорреляционные функции (АКФ) которых описываются при различных значениях параметров. Поскольку эти две помехи некоррелированы между собой, АКФ суммарной помехи будет равна сумме АКФ каждой из помех [10]. При равной мощности мод коэффициенты корреляции будут определяться выражением

$$\rho(j, k) = 0,5 \exp \{ -\pi^2 [\Delta f T_1 (j-k)]^2 / 2,8 \} \cdot \exp \{ i f_{\partial 1} (j-k) \} + 0,5 \exp \{ -\pi^2 [\Delta f T_2 (j-k)]^2 / 2,8 \} \cdot \exp \{ i f_{\partial 2} (j-k) \},$$

где i – мнимая единица, $\Delta f T_1, f_{\partial 1}, \Delta f T_2, f_{\partial 2}$ – соответственно относительная ширина спектра и относительная доплеровская частота мод первой и второй помех.

Если ПП является одномодовой, то ее доплеровская скорость (частота) либо компенсируется автокомпенсаторами, и дальнейшая обработка ведется с «остановленной» помехой, либо для подавления используется перестраиваемый режекторный фильтр (РФ). Однако для ситуации многомодовой помехи, когда источники отражений имеют различное значение доплеровской скорости, ее компенсация либо подстройка РФ затруднены.

Анализ эффективности системы распознавания для ситуации многомодовой ПП позволит ответить на вопрос о робастности алгоритма классификации маскирующих помех по критерию МП к частично некомпенсированной доплеровской скорости помехи.

Будем полагать, что пассивная помеха имеет в своем спектре две моды с относительными доплеровскими частотами $f_{\partial 1} = 0$ и $f_{\partial 2} \neq 0$. Усреднив результаты 10000 независимых испытаний, получим зависимость вероятности правильного распознавания пассивных помех от разности относительных доплеровских смещений мод помехи $\Delta f_{\partial} = f_{\partial 2} - f_{\partial 1}$ для различных значений длины контрольной выборки (рисунок 2). Относительная ширина спектра флуктуаций мод выбрана равной $\Delta f T_1 = \Delta f T_2 = 0,05$, мощность мод одинакова, отношение шум-помеха $\lambda = -40$ дБ.

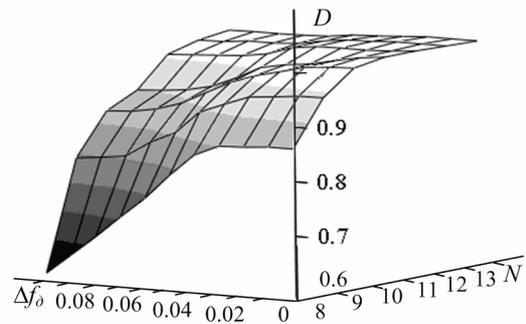


Рисунок 2

Как видно из приведенных зависимостей, при классификации многомодовой помехи ВПР в диапазоне $\Delta f_{\partial} = 0 \dots \Delta f T_1 / 2$ остается практически неизменной (уменьшается не более чем на 0,01). Дальнейшее увеличение Δf_{∂} приводит к уменьшению ВПР, которое тем меньше, чем больше длина контрольной выборки. Так, для выборок $N = 8 \dots 10$ ВПР при $\Delta f_{\partial} = 0,1$ по сравнению с ВПР при $\Delta f_{\partial} = 0$ уменьшается в 1,45...1,15 раз, а при $N > 12$ – менее чем в 1,1 раза. Поэтому для правильной классификации многомодовой пассив-

ной помехи по критерию (1) с вероятностью $D > 0,95$ длина контрольной выборки должна быть увеличена в 1,5...2 раза по сравнению с ситуацией одномодовой ПП с нулевой доплеровской частотой.

Полученная в вычислительном эксперименте зависимость ВПР одномодовой ПП с нулевой доплеровской скоростью от отношения шум-помеха показана на рисунке 3.

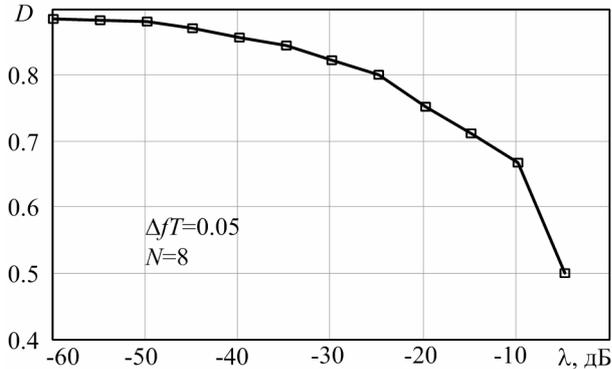


Рисунок 3

Как видно из приведенной зависимости, при $\lambda < -45...-50$ дБ некоррелированная шумовая составляющая практически не влияет на эффективность классификации помеховой обстановки.

Заключение. На основании проведенного анализа можно сделать вывод о том, что алгоритм классификации преднамеренных маскирующих (активных и пассивных) помех по критерию МП на коротких ($N \leq 10$) выборках эффективен при распознавании одномодовых ПП с гауссовской огибающей СПМ и $\Delta fT = 0,05...0,1$. ВПР многомодовой ПП зависит от мощности и их относительной доплеровской скорости. Алгоритм МП практически нечувствителен к изменению доплеровской частоты одной из мод двухмодовой помехи в пределах от нуля до половины ширины относительного спектра флуктуаций второй моды. При большей относительной час-

тоте второй моды для классификации пассивной помехи требуется увеличение длины выборки не менее чем в 1,5 раза по сравнению с ситуацией распознавания одномодовой помехи.

Библиографический список

1. Павлов В.И., Зайцев Д.В. и др. Распознавание помеховых ситуаций в подсистеме измерения дальности многопозиционной РЛС // Радиотехника. – 2008. – №5. – С. 26-30.
2. Кошелев В.И., Холопов И.С. Повышение вероятности обнаружения целей в радиолокационных системах с распознаванием типов помех // Вестник РГРТУ. – 2008. – Вып. 25. – С. 23-27.
3. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Книга вторая. – М.: Советское радио, 1968. – 504 с.
4. Савченко В.В. Различение случайных сигналов в частотной области // Радиотехника и электроника. – 1997. – Т. 42. – №4. – С. 426-430.
5. Ширман Я.Д., Горшков С.А., Лещенко С.П. и др. Методы радиолокационного распознавания и их моделирование // Зарубежная радиоэлектроника. Успехи современной радиоэлектроники. – 1996. – №11. – С. 3-63.
6. Дуда Р., Харп П. Распознавание образов и анализ сцен: пер. с англ. Г.Г. Вайнштейна, А.М. Васильковского / под ред. В.Л. Стефанюка. – М.: Мир, 1976. – 511 с.
7. Бакулев П.А., Степин В.М. Методы и устройства селекции движущихся целей. – М.: Радио и связь, 1986. – 283 с.
8. Кошелев В.И. АРСС-модели случайных процессов. Прикладные задачи синтеза и оптимизации. – М.: Радио и связь, 2002. – 112 с.
9. Williams T.C., Williams J.M. Open ocean bird migration // IEEE Proc. – 1990. – V. 137, No. 2. – P. 133-137.
10. Костров В.В., Терсин В.В., Богатов А.Д. Многоканальный адаптивный матричный фильтр подавления коррелированной помехи с двухмодовым спектром // Радиотехника. – 2008. – №9. – С. 118-123