

На правах рукописи

УДК 621.396

Холопов Иван Сергеевич

**АЛГОРИТМЫ РАСПОЗНАВАНИЯ ТИПОВ
КОМБИНИРОВАННЫХ ПОМЕХ
ДЛЯ ОБНАРУЖИТЕЛЕЙ РАДИОСИГНАЛОВ**

05.12.04 «Радиотехника, в том числе системы и устройства телевидения»,
05.12.14 «Радиолокация и радионавигация»

А В Т О Р Е Ф Е Р А Т

диссертации на соискание ученой степени
кандидата технических наук

Рязань 2010

Работа выполнена на кафедре радиотехнических систем ГОУ ВПО
«Рязанский государственный радиотехнический университет»

Научный руководитель:	доктор технических наук, профессор Кошелев Виталий Иванович
Официальные оппоненты:	доктор технических наук, профессор Паршин Юрий Николаевич кандидат технических наук, доцент Бруханский Александр Владимирович
Ведущая организация:	НИИ «Рассвет», г. Рязань

Защита диссертации состоится 14 мая 2010 г. в 11 часов на заседании диссертационного совета Д 212.211.04 в Рязанском государственном радиотехническом университете по адресу:
390005, г. Рязань, ул. Гагарина, 59/1, зал совета.

С диссертацией можно ознакомиться в библиотеке РГРТУ.

Автореферат разослан «___» апреля 2010 г.

Ученый секретарь
диссертационного совета,
канд. техн. наук



А.Г. Борисов

ОБЩАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА РАБОТЫ

Актуальность темы. Защита радиотехнических систем (РТС) от комбинированных помех всегда рассматривалась как одна из важнейших проблем. Ее актуальность в настоящее время обусловлена быстрым развитием методов и средств радиопротиводействия, а также многообразием типов преднамеренных радиопомех, снижающих эффективность выделения полезных сигналов. Для борьбы с помехами разработаны эффективные средства подавления. При этом синтез оптимальных и квазиоптимальных алгоритмов выделения полезного сигнала, как правило, осуществляется в предположении о наличии априорной информации о видах действующих помех.

При отсутствии априорных сведений о применяемых комбинированных помехах выделение сигнала требует адаптации к текущей помеховой обстановке, т.е. решения задачи распознавания типов помех, присутствующих в анализируемых элементах разрешения. Классификация преднамеренных помех усложняется их случайным характером, нестационарностью во времени и неоднородностью в пространстве.

Решение задачи классификации случайных сигналов основано на статистической теории распознавания, методах статистической радиотехники и цифровой обработки сигналов. Эти направления представлены в работах таких зарубежных и отечественных ученых, как Ф. Розенблатт, Р. Дуда, П. Харт, Р. Гонсалес, Дж. Ту, К. Фукунага, К. Фу, Э. Патрик, А.А. Харкевич, В.Г. Репин, Г.П. Тартаковский, Б.Р. Левин, П.А. Бакулев, Я.Д. Ширман, А.В. Миленский, В.Н. Вапник, А.Я. Червоненский, Я.А. Фомин, Г.Р. Тарловский, Ю.И. Журавлев, А.Л. Горелик, В.А. Скрипкин, В.В. Моттль, И.Б. Мучник и др.

При постоянном (заблаговременном) включении средств помехозащиты потери в эффективности обнаружения сигналов неизбежны даже при отсутствии помех. Причиной их возникновения в РТС, в частности в импульсных радиолокационных системах (РЛС), являются потери импульсов на переходные процессы в фильтрах подавления пассивных помех и увеличение уровня собственных шумов приемного устройства за счет введения компенсационных каналов для подавления активных шумовых помех. Более предпочтительным является такой режим работы устройств помехозащиты, при котором они задействуются по результатам принятия решений о типе помех, присутствующих в канале наблюдения. Поэтому распознавание действующих на входе приемного устройства РЛС помех открывает возможности реализации адаптивного включения соответствующих средств защиты только для тех элементов пространства и интервалов времени, в которых радиолокационные помехи наблюдаются. Дальнейшая классификация коррелированных помех (при их описании с помощью марковских моделей) по признаку связности позволяет также оптимизировать порядок режекторных фильтров подав-

ления и рационально перераспределять импульсный объем между операциями режекции и когерентного накопления.

Цели и задачи работы. Целью работы являются разработка обучающихся алгоритмов распознавания для эффективной классификации комбинированных маскирующих помех в условиях априорной неопределенности и ограниченного объема выборки, отводимой на распознавание, а также оценка спектрально-корреляционных свойств узкополосных помех, аппроксимируемых марковскими моделями.

Для достижения поставленных целей в работе решены следующие основные задачи:

- 1) выполнена оценка потерь в эффективности обнаружения целей при постоянном включении средств помехозащиты (отсутствии процедуры распознавания);
- 2) введен критерий качества распознавания помеховой обстановки;
- 3) выбраны информативные признаки маскирующих помех во временной и частотной области, на основании которых синтезированы решающие правила и алгоритмы для классификации комбинированных помех;
- 4) проанализировано влияние характеристик пассивных помех на эффективность их распознавания;
- 5) синтезирован алгоритм оценивания степени связности узкополосных помех, описываемых марковскими процессами, и выполнен анализ его работоспособности.

Методы анализа. В работе использовались методы статистической теории распознавания, статистической радиотехники, теории принятия решений, спектрального анализа сигналов, математической статистики, матричного исчисления, численные методы вычислительной математики, параметрического моделирования случайных процессов. Данные теоретические методы сочетались с экспериментальными исследованиями на основе имитационного моделирования.

Научная новизна работы состоит в следующем:

- 1) синтезированы новые алгоритмы распознавания типов комбинированных маскирующих помех;
- 2) разработан алгоритм нахождения состоятельной оценки степени связности пассивных помех по структуре обратной корреляционной матрицы;
- 3) получены аналитические выражения для описания формы огибающей энергетического спектра m -связных марковских процессов; найдено соответствие между параметром связности и множителем весовой модели отражений от коррелированных помех.

Достоверность полученных результатов обуславливается использованием в процессе исследований адекватных описательных и математических моделей, корректным использованием математического

аппарата и логической обоснованностью выводов, совпадением полученных частных результатов с известными, а также подтверждением полученных оценок методами имитационного моделирования.

Внедрение научных результатов. Результаты диссертационной работы внедрены в разработки НИИ «Рассвет», г. Рязань, ОАО «Московский институт электромеханики и автоматики», г. Москва, а также в учебный процесс Рязанского государственного радиотехнического университета при преподавании дисциплин «Теоретические основы радиоэлектронной борьбы», «Средства радиоэлектронной защиты РЭС» и «Радиотехнические системы», в том числе в форме программно-методического обеспечения к лабораторным работам, что подтверждено соответствующими актами.

Апробация работы. Основные положения диссертационной работы докладывались и обсуждались на следующих конференциях.

1. 40-я и 41-я научно-технические конференции «Радиотехнические системы и устройства». Рязань, 2008 и 2010.
2. 15-я МНТК «Проблемы передачи и обработки информации в сетях и системах телекоммуникаций». Рязань, 2008.
3. 10-я международная конференция и выставка «Цифровая обработка сигналов и ее применение» DSPA-2008. Москва, 2008.
4. XIII и XIV ВНТК студентов, молодых ученых и специалистов «Новые информационные технологии в научных исследованиях и образовании» НИТ-2008 и НИТ-2009. Рязань, 2008 и 2009.
5. МНТК к 100-летию со дня рождения В.А. Котельникова. Москва, 2008.
6. 9-я МНТК «Проблемы техники и технологий телекоммуникаций» ПТиТТ-2008. Казань, 2008.
7. XV МНТК «Информационные системы и технологии» ИСТ-2009. Нижний Новгород, 2009.

Публикации. По теме диссертации опубликовано 13 работ. Из них 2 статьи в изданиях, рекомендованных ВАК для опубликования основных результатов диссертаций на соискание ученой степени кандидата наук, 4 статьи в межвузовских сборниках научных трудов, 7 тезисов докладов на конференциях.

Основные положения, выносимые на защиту

1. Алгоритм распознавания типов радиолокационных помех по спектральным признакам обеспечивает правильную классификацию маскирующих активных и пассивных помех с вероятностью не менее 0,985 и приближается к эффективности оптимальной системы распознавания при длине контрольной выборки $N > 16$.

2. Синтезированный алгоритм распознавания помех сохраняет работоспособность в условиях действия двухмодовых пассивных помех, приближаясь при $N > 10$ по вероятности их правильного распознавания к оптимальному алгоритму и уступая ему не более 6 %.

3. Учет в процедуре распознавания параметра связности узкополосных помех, описываемых марковскими процессами, и его оценивание позволяют увеличить дальность обнаружения целей от 1 % до 13 % по сравнению с системой обнаружения без распознавания помех.

Структура и объем диссертации. Диссертация состоит из введения, трех глав, заключения и приложений. Общий объем диссертации 145 страниц, в том числе 132 страницы основного текста, включая библиографический список из 172 источников. Иллюстративный материал представлен в виде 32 рисунков и 10 таблиц.

СОДЕРЖАНИЕ РАБОТЫ

Во введении обоснована актуальность темы диссертации, сформулирована цель и основные задачи исследования, показаны научная новизна и практическая значимость работы. Сформулированы основные положения, выносимые на защиту. Отмечено негативное влияние постоянного включения средств защиты от комбинированных помех на энергетическую дальность и характеристики обнаружения РЛС.

В первой главе рассмотрена общая классификация систем распознавания, приведен обзор алгоритмов распознавания случайных сигналов по совокупности признаков. Цель обзора – ознакомление с состоянием исследований в области классификации случайных сигналов и помех и выбор алгоритмов распознавания, наилучшим образом использующих информацию о различиях статистических характеристик случайных сигналов и помех. Для решения задачи классификации преднамеренных помех без использования процедуры обучения такими алгоритмами являются алгоритмы распознавания, оперирующие спектральными признаками.

На примере устройств селекции движущихся целей (СДЦ) получены численные результаты, отображающие потери в коэффициенте улучшения отношения сигнал-(помеха+шум) и дальности обнаружения в случае необоснованного включения средств защиты от коррелированных помех. Показано, что включение устройств СДЦ при отсутствии помех уже при отличии доплеровской фазы отраженного сигнала φ_c от оптимального значения ($\varphi_c = \pi$) на 20 % снижает дальность обнаружения в 1,04...1,14 раза в зависимости от порядка режекторного фильтра, а при $\varphi_c < \pi/2$ – более чем в 2 раза. Предложено обосновывать моменты включения средств помехозащиты введением в структуру РЛС устройств распознавания типов помех и управлять их работой в зависимости от принимаемых решений о помеховой обстановке.

Вторая глава посвящена вопросам синтеза и анализа необучающихся алгоритмов распознавания маскирующих комбинированных помех.

При наличии маскирующих помех и отсутствии имитирующих сигнал $u(t)$ на входе приемника РЛС имеет вид:

$$u(t) = g_s s(t) + g_n p_n(t) + g_a p_a(t) + n(t), \quad (1)$$

где $s(t)$ – полезный сигнал, отраженный от цели; $p_n(t)$ – коррелированная (пассивная) помеха; $p_a(t)$ – активная шумовая помеха (АШП); $n(t)$ – собственные шумы приемного устройства; g_s, g_n, g_a – множители, принимающие значения $\{0, 1\}$ и определяющие наличие либо отсутствие сигнала (помехи) в аддитивной смеси.

В условиях нестационарной помеховой обстановки ее удобно характеризовать совокупностью признаков $\{g_n(R_i, \alpha_i; \varepsilon_i), g_a(R_i, \alpha_i; \varepsilon_i)\}$ для i -го разрешаемого импульсного объема, где $R_i, \alpha_i; \varepsilon_i$ – соответственно дальность, азимут и угол места. В работе в целях упрощения анализа обоснована возможность представления нестационарных помех в виде квазистационарных на временном интервале, соответствующем зондированию одного углового направления. Исходя из предположения о том, что статистические свойства пассивных помех в соседних кольцах дальности меняются слабо, с целью исключения влияния составляющих эхосигнала на результаты распознавания классификацию помеховой обстановки предполагается производить в кольцах дальности, смежных с анализируемым элементом разрешения.

Введен критерий качества работы устройства распознавания (УР) помех – функция среднего риска

$$R = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m p_i r_{ij} P_{ij}, \quad (2)$$

где p_i – априорные вероятности реализации гипотез о помеховой обстановке H_i , r_{ij} – плата (штраф) за принятие неправильных решений, P_{ij} – условная вероятность отнесения помехи класса i к классу j , $\{P_{ij}\} = \mathbf{P}$. Обычно априорные вероятности гипотез p_i неизвестны, поэтому, в соответствии с постулатом Байеса, они приняты равновероятными и осуществлен переход от (2) к условной функции риска (УФР) R^* :

$$R^* = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m r_{ij} P_{ij}. \quad (3)$$

Штраф за принятие неправильного решения r_{ij} устанавливается функционально зависимым от отношения вероятности D_{ij} правильного обнаружения цели с известными характеристиками помех, т.е. при использовании квазиоптимального 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 :

$$r_{ij} = f(D_{ii}/D_{ij}): f(D_{ii}/D_{ij}) = D_{ii}/D_{ij}, i \neq j; f(D_{ii}/D_{ij}) = 0, i = j. \quad (4)$$

Для упрощения анализа также предложено использовать линейную зависимость $r_{ij} = D_{ii}/D_{ij}$. Описание помеховой обстановки ограничено четырьмя гипотезами:

1) гипотеза H_1 : отсутствие маскирующих пассивных помех и АШП – только внутренний белый гауссовский шум (БГШ) приемника;

- 2) гипотеза H_2 : аддитивная смесь пассивная помеха + шум;
- 3) гипотеза H_3 : аддитивная смесь АПП + шум;
- 4) гипотеза H_4 : аддитивная смесь пассивная помеха + АПП + шум.

Распознавание гипотез осуществляется на основании анализа радиолокационной информации, поступающей по главному лучу диаграммы направленности приемно-передающей антенны.

Для нахождения предельной эффективности распознавания помех с использованием решающего правила, соответствующего методу максимального правдоподобия, в результате имитационного моделирования по методу Монте-Карло получены матрицы $\mathbf{P}$ условных вероятностей принятия решений о помеховой обстановке для различных длин N отводимой на распознавание выборки. При мере значимости $\alpha > 0,01$ число статистически независимых экспериментов, обеспечивающих ширину доверительного интервала оценки условной вероятности P_{ij} не более 0,01, составило $N_s = 10^4$. Вероятности правильного обнаружения цели D_{ij} для вычисления платежной матрицы $\mathbf{r}$ рассчитаны по методу собственных значений для выборки из $N = 32$ отсчетов при доплеровских сдвигах фазы полезного сигнала и пассивной помехи $\varphi_c = \pi/3$ и $\varphi_n = 0$ соответственно:

$$\mathbf{r} = \begin{bmatrix} 0 & 1,596 & 1,02 & 1,63 \\ 83,97 & 0 & 85,69 & 1,02 \\ 2137 & 3410 & 0 & 1,596 \\ 10^4 & 2137 & 83,97 & 0 \end{bmatrix}, r_{ii} = 0; \mathbf{r} = \begin{bmatrix} 1 & 1,596 & 1,02 & 1,63 \\ 83,97 & 1 & 85,69 & 1,02 \\ 2137 & 3410 & 1 & 1,596 \\ 10^4 & 2137 & 83,97 & 1 \end{bmatrix}, r_{ii} = 1.$$

Порог обнаружения сигнала для выбранной вероятности ложной тревоги $F = 10^{-4}$ рассчитан по методу экстремальных статистик.

Для решения задачи распознавания в условиях априорной неопределенности относительно спектрально-корреляционных свойств помех синтезированы необучающиеся алгоритмы распознавания маскирующих активных и пассивных помех во временной и частотной областях. Информативными признаками для классификации гипотез $H_1 - H_4$ во временной области выступают мощность и модули недиагональных элементов корреляционной матрицы анализируемого случайного процесса. Пороги принятия решений устанавливаются в соответствии с критерием Неймана-Пирсона и фиксируют вероятности ложного распознавания случайных сигналов по соответствующим признакам. При малом импульсном объеме, характерном для наземных РЛС ($N < 32$), информативными являются только первые три коэффициента корреляции: R_{12} , R_{13} и R_{14} .

Первым этапом в распознавании помеховой обстановки во временной области является выявление наличия коррелированной составляющей (КС) в анализируемой выборке входных отсчетов. Алгоритм выявления КС включает:

- 1) нахождение суммы $R_\Sigma = R_{12} + R_{13} + R_{14}$;

2) выбор порогового значения $R_{\text{пор}}$ в соответствии с заданной вероятностью ложного распознавания коррелированных и некоррелированных случайных сигналов F_r ;

3) сравнение признака R_Σ с порогом $R_{\text{пор}}$. Превышение $R_\Sigma > R_{\text{пор}}$ означает, что в принятой выборке содержится КС (пассивная помеха); в противном случае принимается решение о ее отсутствии.

Дальнейший анализ корреляционных свойств основан на различном вкладе аддитивных составляющих выражения (1) в корреляционную матрицу суммарного случайного сигнала. Наибольший вклад некоррелированной составляющей (шум и АШП) в корреляционную матрицу суммарного процесса наблюдается на элементах ее главной диагонали; значения остальных элементов матрицы в основном определяются КС, т.е. пассивной помехой. Это позволяет экстраполировать модуль элемента $R_{11 \text{ пп}}$ корреляционной матрицы пассивной помехи, далее по разности $(R_{11} - R_{11 \text{ пп}})$ определить мощность некоррелированной составляющей и принять решение, является она АШП либо внутренним шумом. Решающее правило для классификации гипотез $H_1 - H_4$ содержит следующие этапы.

1. По результатам сравнения R_Σ и $R_{\text{пор}}$ принимается решение о наличии либо отсутствии КС в принимаемой выборке.

2. В случае принятия решения о наличии КС находится величина $(\hat{\sigma}^2 - R_{11 \text{ пп}})$, $\hat{\sigma}^2 = R_{11}$, и сравнивается с порогом σ_0^2 ; в противном случае с σ_0^2 сравнивается $\hat{\sigma}^2$. Порог σ_0^2 рассчитывается исходя из заданной вероятности ложного распознавания процессов с различной мощностью F_σ .

3. Принятие решения по результатам выполнения этапов 1 и 2.

3.1. Если КС отсутствует и $\hat{\sigma}^2 \leq \sigma_0^2$, то принимается гипотеза H_1 .

3.2. Если КС присутствует, но $(\hat{\sigma}^2 - R_{11 \text{ пп}}) \leq \sigma_0^2$, – гипотеза H_2 .

3.3. Если КС отсутствует и $\hat{\sigma}^2 > \sigma_0^2$, то принимается гипотеза H_3 .

3.4. Если КС присутствует и $(\hat{\sigma}^2 - R_{11 \text{ пп}}) > \sigma_0^2$, – гипотеза H_4 .

Решение задачи оптимизации параметров экстраполирующей функции сталкивается с недостаточностью априорных сведений о спектрально-корреляционных свойствах различаемых гипотез. Эмпирический подход к выбору алгоритма экстраполяции показал преимущество алгоритма линейного предсказания при распознавании гипотез H_2 и H_4 над экстраполяцией методами линейной регрессии, полиномами второго порядка и Лагранжа.

Как видно из численных данных (таблица 1), использование алгоритмов распознавания типов маскирующих помех при $F_r = 10^{-3}$, $F_\sigma = 10^{-4}$, отношении шум-(пассивная помеха) по мощности $\lambda = -40$ дБ, отношении шум-АШП по мощности $\lambda_a = -40$ дБ, относительной ширине энергетиче-

ского спектра флуктуаций пассивной помехи $\Delta f/T = 0,1$, $N_s = 10^4$ целесообразно только при контрольных выборках $N > 32$. Только в этом случае УФР $R_{ур}^*$ при использовании процедуры распознавания меньше, чем УФР R^* при заблаговременном включении средств помехозащиты.

Таблица 1

N	P	$R^*/R_{ур}^*$
8	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,029 & 0 & 0,971 \\ 0 & 0 & 0,98 & 0,02 \\ 0 & 0 & 0,473 & 0,527 \end{bmatrix}$	0,10 при $r_{ii} = 0$, 0,12 при $r_{ii} = 1$
16	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,389 & 0 & 0,611 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0,399 & 0,601 \end{bmatrix}$	0,12 при $r_{ii} = 0$, 0,14 при $r_{ii} = 1$
32	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,914 & 0 & 0,086 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0,019 & 0,981 \end{bmatrix}$	2,52 при $r_{ii} = 0$, 0,94 при $r_{ii} = 1$
64	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,998 & 0 & 0,002 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$	2081 при $r_{ii} = 0$, 1,31 при $r_{ii} = 1$

Для наземных когерентно-импульсных РЛС кругового обзора, использующих в режиме однозначного измерения дальности импульсные сигналы большой скважности, длина пачки мала. По этой причине рассмотренный эвристический алгоритм распознавания по корреляционным признакам мало пригоден для РЛС, тактические характеристики (разрешающая способность по азимуту, темп обновления информации) которых не позволяют оперировать с импульсными объемами $N > 32$. Уменьшить величину УФР при малом импульсном объеме можно использованием спектральных информативных признаков, позволяющих более эффективно применять информацию контрольной выборки.

Синтез решающего правила в спектральной области предполагает использование в качестве информативных признаков характеристик спектральной плотности мощности (СПМ) различаемых процессов, оцененных по единственной выборке. Относительная ширина спектра флуктуаций пассивных помех, как правило, не превышает значения $0,2 \dots 0,25$,

а действие маскирующих АШП после прохождения узкополосных устройств тракта обработки принимаемого сигнала эквивалентно действию БГШ. Поэтому на первом этапе некоррелированные процессы с относительной шириной энергетического спектра $\Delta f/T = 1$ классифицируются как АШП либо внутренний шум приемника; процессы, для которых условие $\Delta f/T = 1$ не выполняется, – как пассивная либо комбинированная помеха.

На втором этапе дальнейшее разделение пар гипотез H_1 , H_3 и H_2 , H_4 производится на основании величины отношения (коррелированная составляющая)-(некоррелированная составляющая) λ_0 по мощности. Оценить λ_0 позволяет величина отношения максимального и минимального собственных значений корреляционной матрицы наблюдаемого квазистационарного процесса. Однако расчет собственных значений оценочной корреляционной матрицы требует больших вычислительных затрат, связанных с необходимостью решения характеристического уравнения. Упростить нахождение отношения (коррелированная составляющая)-(некоррелированная составляющая) можно на основании оценок параметров СПМ различаемых процессов (например, по результатам выполнения быстрого преобразования Фурье) и оперировать вместо собственных чисел уровнями мощности анализируемого процесса в доплеровских каналах. Тогда решающее правило для классификации гипотез H_1 – H_4 по спектральным признакам будет иметь следующий вид:

- 1) если $\Delta f/T = 1$ и $P_{\delta_min}/\sigma_{uu}^2 < z_0$, то принимается гипотеза H_1 .
- 2) если $\Delta f/T \leq 0,25$ и $P_{\delta_min}/\sigma_{uu}^2 < z_0$, то принимается гипотеза H_2 .
- 3) если $\Delta f/T = 1$ и $P_{\delta_min}/\sigma_{uu}^2 > z_0$, то принимается гипотеза H_3 .
- 4) если условия 1-3 не выполнены, то принимается гипотеза H_4 .

Для снижения уровня боковых лепестков (БЛ) частотных характеристик спектроанализатора применяется весовая (оконная) обработка, которая предотвращает эффект маскирования слабого сигнала сильным. Мощность отражений от пассивных помех априорно неизвестна, а их динамический диапазон может достигать 90 дБ. Из параметрических окон с уровнем БЛ не более -90 дБ предпочтение следует отдать окну Дольфа – Чебышева, имеющему в данном случае наибольшее когерентное усиление при наименьшей шумовой полосе. Для сглаживания СПМ с гауссовской огибающей, оцененной по единственной контрольной выборке, наилучшим по критерию минимума ошибки распознавания является окно Парзена с параметром ширины W , равным $(0,1 \dots 0,15)N$.

Результаты распознавания помеховой обстановки, полученные в ходе модельного эксперимента, приведены в таблице 2 и позволяют утверждать, что применение алгоритма распознавания по спектральным признакам (при аналогичных ранее указанным параметрах помех) целесообразно уже при $N \geq 16$.

Исследовано влияние таких параметров пассивных помех, как относительная ширина спектра $\Delta f T$ и доплеровская скорость мод $\Delta f_{\partial} T$ (для двухмодовой помехи), на вероятность правильного распознавания (ВПР) гипотезы H_2 при отношении шум-помеха $\lambda = -40$ дБ.

Таблица 2

N	$\mathbf{P}$	R^*/R_{yp}^*
8	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,823 & 0 & 0,177 \\ 0 & 0 & 0,991 & 0,009 \\ 0 & 0,001 & 0,094 & 0,905 \end{bmatrix}$	0,42 при $r_{ii} = 0$, 0,38 при $r_{ii} = 1$
16	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,996 & 0 & 0,004 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0,015 & 0,985 \end{bmatrix}$	3,36 при $r_{ii} = 0$, 1,00 при $r_{ii} = 1$
32	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0,002 & 0,998 \end{bmatrix}$	16,61 при $r_{ii} = 0$, 1,23 при $r_{ii} = 1$
64	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$	$> 10^4$ при $r_{ii} = 0$, 1,31 при $r_{ii} = 1$

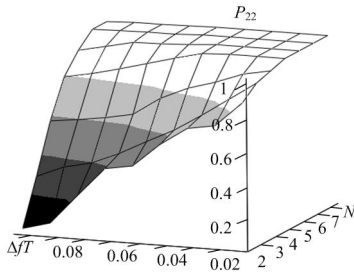


Рис. 1. ВПР гипотезы H_2 оптимальным алгоритмом

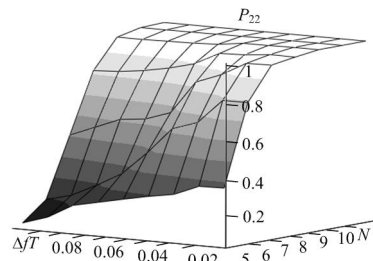


Рис. 2. ВПР гипотезы H_2 эвристическим алгоритмом классификации по спектральным признакам

Результаты имитационного моделирования (рис. 1 и 2) показывают, что при $N \geq 10$ по ВПР гипотезы H_2 эвристический алгоритм прибли-

жается к оптимальному алгоритму, уступая ему (при наиболее неблагоприятных условиях – помеха с широким спектром флуктуаций $\Delta f T = 0,1$) не более 1,035 раза. Для правильной классификации двухмодовой пассивной помехи с вероятностью $P_{22} > 0,95$ длина контрольной выборки должна быть увеличена в 1,5...2 раза по сравнению с ситуацией одномодовой помехи с нулевой доплеровской частотой. Сравнение зависимостей на рис. 3 и 4 позволяет сделать вывод, что при $N \geq 10$ алгоритм классификации по спектральным признакам при распознавании двухмодовых пассивных помех приближается по ВПР гипотезы H_2 к оптимальному алгоритму и уступает ему не более 1,06...1,1 раза при наиболее неблагоприятных условиях $\Delta f_0 T = 0,05...0,1$.

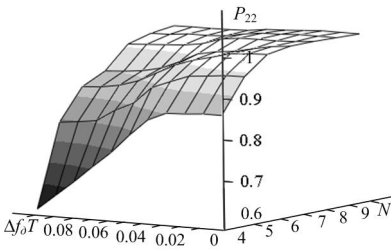


Рис. 3. ВПР гипотезы H_2 оптимальным алгоритмом при двухмодовой пассивной помехе

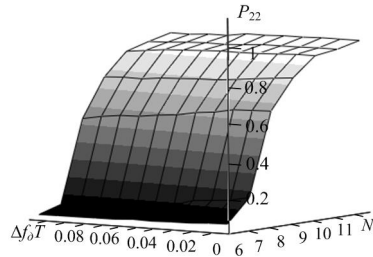


Рис. 4. ВПР гипотезы H_2 эвристическим алгоритмом при двухмодовой пассивной помехе

В третьей главе рассмотрены вопросы аппроксимации пассивных помех марковскими m -связными моделями. Признак связности определяет количество предыдущих отсчетов дискретного случайного процесса, с которыми сохраняет статистическую связь текущий отсчет.

В задачах обнаружения полезного сигнала на фоне коррелированных помех их аппроксимация m -связной марковской последовательностью решает задачу синтеза практически реализуемых устройств обработки. Структура системы обработки N -импульсного сигнала представляет собой каскадное включение режекторного фильтра (РФ) m -го порядка с конечной импульсной характеристикой и многоканального накопителя $(N-m-1)$ -го порядка. При априорной неопределенности параметра связности m порядок и параметры фильтров становятся неопределенными, что требует решения задачи адаптации: оценивания порядка марковской модели. Наиболее часто для решения задачи структурной идентификации марковских последовательностей используются методы, основанные на вычислении информационного критерия Акаике (ИКА). Оценка по ИКА не является состоятельной, однако позволяет определить степень связности с вероятностью правильного оценивания до 0,99, что удовлетворяет практическим требованиям в большинстве случаев.

Если пассивная помеха описывается марковским процессом связности m , то ее СПМ аппроксимируется универсальным выражением

$$S(f) = A(\Delta f)[1 + (2(f - f_0)/\Delta f)^2]^{-m}, \quad (5)$$

где Δf – ширина спектра помехи на уровне 0,5 по мощности, $A(\Delta f)$ – коэффициент, нормирующий диагональные элементы корреляционной матрицы этого процесса $r(j, j)$ к единице. Удобно ввести нормирующий множитель, зависящий не от ширины спектра флуктуаций, а от m . Нормирующий множитель $a(m)$ выбирается из условия $S(f - f_0 \pm 0,5\Delta f) = 0,5$:

$$S(f) = [1 + (2a(m)(f - f_0)/\Delta f)^2]^{-m}, \quad a(m) = \sqrt[m]{2} - 1. \quad (6)$$

При одинаковой ширине спектра флуктуаций СПМ помехи с удалением от центральной частоты убывает тем быстрее, чем больше ее связность. При $m = 1$ и $m \rightarrow \infty$ и фиксированной полосе частот Δf выражение (6) вырождается в известные формулы для резонансного и гауссовского спектров соответственно:

$$S(f)_p = \{1 + [2(f - f_0)/\Delta f]^2\}^{-1}, \quad m = 1, \quad (7)$$

$$S(f)_r = \exp\{-2,8 [(f - f_0)/\Delta f]^2\}, \quad m \rightarrow \infty. \quad (8)$$

В теории и технике радиолокации широкое распространение, ввиду своей простоты, также получила весовая модель радиоотражений

$$S(f) = \alpha S(f)_r + (1 - \alpha)S(f)_p, \quad (9)$$

где вариация весового множителя $\alpha \in [0; 1]$, определяющего долю гауссовской составляющей, позволяет при одинаковой ширине спектра Δf описать широкий класс унимодальных радиоотражений. Упрощенная аппроксимация СПМ хотя и позволяет выбрать весовой множитель α по критерию минимального среднеквадратического отклонения (СКО) относительно СПМ m -связного процесса, но при этом не соответствует марковскому процессу конечной связности при $m > 1$ (за исключением случая $m \rightarrow \infty$).

Если для аппроксимации СПМ использовать (6), то соответствующие элементы КМ будут иметь вид

$$r(j, k) = \exp[-\pi\Delta f T |j - k|] \quad \text{при } m = 1,$$

$$r(j, k) = \exp\left[-\pi \frac{\Delta f T}{\sqrt{\sqrt{2} - 1}} |j - k| \left[1 + |j - k| \frac{1 - \exp\left[-2\pi\Delta f T / \sqrt{\sqrt{2} - 1}\right]}{1 + \exp\left[-2\pi\Delta f T / \sqrt{\sqrt{2} - 1}\right]}\right]\right] \quad \text{при } m = 2.$$

Для порядков $m > 2$ получение выражения для коэффициентов корреляции сопряжено с вычислительными трудностями. Поэтому сначала вычисляются элементы матрицы $\mathbf{W}$, обратной корреляционной,

$$w(j, k) = (-1)^{|j - k|} \exp\left[-\frac{\pi\Delta f T |j - k|}{\sqrt{\sqrt[m]{2} - 1}}\right] \sum_{v=0}^{k-1} \binom{m}{v} \binom{m}{|j - k| + v} \exp\left[-\frac{2\pi v \Delta f T}{\sqrt{\sqrt[m]{2} - 1}}\right], \quad (10)$$

где $\binom{m}{v} = C_m^v$ при $m \geq v$ (C_m^v – биномиальный коэффициент), $\binom{m}{v} = 0$

при $m < v$, а затем выполняется процедура обращения. При $m \rightarrow \infty$

$$r(j, k) = \exp[-\pi^2 \Delta f T^2 (j-k)^2 / 2, 8]. \quad (11)$$

Выражение (10) подтверждает известное свойство обратной корреляционной матрицы (ОКМ) m -связного марковского процесса, согласно которому $w(j, k) = 0$ для любых $|j - k| > m$, т.е. ОКМ является ленточно-диагональной. Количество ненулевых диагоналей ОКМ можно использовать в качестве информативного признака при синтезе алгоритма оценки связности марковского процесса.

Элементы главной диагонали ОКМ m -связного марковского процесса являются симметричными относительно центрального элемента диагонали и принимают $(m+1)$ различных значений. В связи с этим порядок оцениваемой обратной матрицы $P = \dim \hat{\mathbf{R}}^{-1}$ для анализа особенностей ее структуры должен составлять $(2m_{\max}+1)$, где $m_{\max}$ – максимальное ожидаемое значение степени связности. Ввиду статистического характера задачи элементы оценочной ОКМ $w(j, k)$, $|j - k| > m$, принимают малые, но не тождественно равные нулю значения. Поэтому в качестве критерия оценки структурных свойств ОКМ предлагается использовать сумму модулей элементов l -й диагонали, $l = |j - k|$, нормированную к числу элементов этой диагонали:

$$Tr_l = \frac{1}{N_l} \sum_{j,k} |w(j, k)|, |j - k| = l, \quad (12)$$

где N_l – число элементов на l -х диагоналях. Формула (12) справедлива для нормальных стационарных случайных процессов. Теоретически отношение Tr_m / Tr_{m+1} m -связного процесса должно значительно (в 10 и более раз) превосходить отношения Tr_{m-1} / Tr_m и Tr_{m+1} / Tr_{m+2} . Это свойство и положено в основу алгоритма оценивания степени связности, включающего следующие этапы.

1. Оценка ОКМ $\hat{\mathbf{R}}^{-1}$ размерностью $P \times P$.
2. Подсчет признаков Tr_l и вычисление отношений Tr_{l+1} / Tr_l , $l = 0, 1, \dots, m_{\max}+1$.
3. Последовательное сравнение отношений Tr_{l+1} / Tr_l с порогом ξ . Значение l , при котором выполняется $Tr_{l+1} / Tr_l < \xi$, принимается за оценку порядка связности: $\hat{m} = l$. Если условие $Tr_{l+1} / Tr_l < \xi$ не выполняется при $l = 0, 1, \dots, m_{\max}+1$, принимается решение $\hat{m} \rightarrow \infty$.

При анализе помех с $m \rightarrow \infty$ возможны аномальные ошибки (рис. 5 и 6), состоящие в принятии решения о конечном $\hat{m}$. Они наблюдаются при $l > 3$, что позволяет рекомендовать выбор $m_{\max} \leq 3 \dots 4$.

Сравнительный анализ, проведенный методом имитационного мо-

делирования, показал, что алгоритм оценивания связности по структуре ОКМ требует в 2...4 раза большей длины выборки по сравнению с ИКА для достижения одинаковой вероятности правильного оценивания, но, в отличие от ИКА, является состоятельным. Выбор алгоритма оценивания зависит от требований, предъявляемых к вероятности правильного оценивания и длине контрольной выборки: при $N > 10^3$ анализ структуры ОКМ обеспечивает большую достоверность принимаемых решений, а для решения практических задач обнаружения сигналов на фоне коррелированных помех следует рекомендовать алгоритм на основе ИКА.

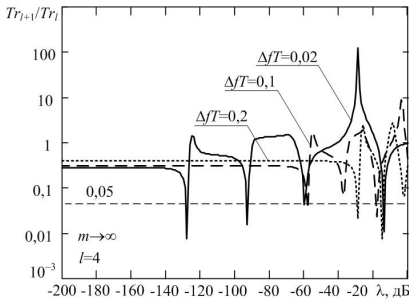


Рис. 5. Зависимость отношения признаков Tr_{l+1}/Tr_l от величины отношения шум-помеха для марковских процессов с $m \rightarrow \infty$

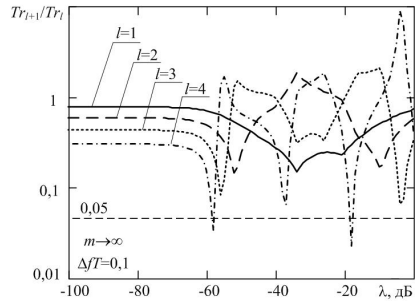


Рис. 6. Зависимость отношения признаков Tr_{l+1}/Tr_l для диагоналей ОКМ с номерами $l = 1, 2, 3, 4$

Для поиска соответствия параметров m и α из (6) и (9) предложено использовать критерий минимального СКО энергетических спектров помехи. Показано, что в диапазоне изменения относительной ширины энергетического спектра Δ/T от 0,02 до 0,2 параметр α , обеспечивающий минимум СКО, является приблизительно постоянным. Это позволяет найти приближенную аналитическую зависимость между связностью m и значением весового множителя α по критерию минимума СКО спектров:

$$\alpha(m) = 1 - 2^{-15(m^{0.1}-1)}. \quad (13)$$

Исследован выигрыш в величине энергетической дальности обнаружения цели с фиксированной эффективной площадью рассеяния, связанный с использованием адаптивного выбора порядка РФ в соответствии с результатами оценивания связности. При оптимальной доплеровской фазе цели $\varphi_c = \pi$ он на выборках $N = 8 \dots 32$ составляет от 0,3 до 13 % по сравнению с неадаптивным РФ 4-го порядка с оптимизированными коэффициентами и увеличивается с ее отклонением от π .

В заключении сформулированы основные результаты работы: синтезированы алгоритмы распознавания маскирующих радиоло-

кационных помех по корреляционным и спектральным признакам. Введен критерий качества работы устройства распознавания, учитывающий потери в вероятности правильного обнаружения при ошибочной классификации помеховой обстановки, – условная функция риска;

показано, что при длине отводимой на распознавание выборки $N \geq 16$ и относительной ширине спектра коррелированных помех $\Delta fT = 0,02 \dots 0,1$ вероятность правильной классификации гипотез для алгоритма распознавания по спектральным признакам составляет не менее 0,985 при ширине доверительного интервала не более 0,01;

показано, что по вероятности правильного распознавания пассивных помех эвристический алгоритм приближается к оптимальному, уступая ему при длине контрольной выборки $N > 10$ не более 1,035 раза (при вероятности правильного распознавания не менее 0,965) для одномодовых и не более 1,06 раза (при вероятности правильного распознавания не менее 0,9) для двухмодовых помех с $\Delta fT = 0,02 \dots 0,1$;

синтезирован алгоритм оценки связности узкополосных помех, описываемых марковскими процессами; показано, что применение РФ с адаптивным порядком при прочих равных условиях на коротких выборках $N = 8 \dots 32$ повышает дальность обнаружения целей не менее чем на 0,3...13 % (в зависимости от длины пачки) по сравнению с обнаружителем, использующим режекторный фильтр с неадаптивным порядком;

получены аналитические выражения для нахождения элементов корреляционной матрицы m -связных марковских процессов и формы огибающей их энергетического спектра; по критерию минимального среднеквадратического отклонения энергетических спектров получены приближенные аналитические выражения для связи параметров весовой и марковской аппроксимации.

В приложении приведены математические модели помех, использованные в работе для получения численных результатов, копии актов, подтверждающих внедрение результатов диссертационной работы, а также список условных обозначений, аббревиатур и сокращений.

Основные результаты диссертации опубликованы в работах:

1. Холопов И.С. Классификация типов радиолокационных помех с использованием функций экстраполяции // Проблемы передачи и обработки информации в сетях и системах телекоммуникаций: материалы 15-й междунар. НТК. Часть 1. – Рязань: РГРТУ, 2008. – С. 106-107.

2. Холопов И.С. Распознавание типов радиолокационных помех по спектральным признакам // Новые информационные технологии в научных исследованиях и образовании: материалы XIII Всероссийской НТК студентов, молодых ученых и специалистов. Часть II. – Рязань: РГРТУ, 2008. – С. 119-121.

3. Холопов И.С., Гуменюк А.В., Логинов А.С., Юкин С.А. Алгоритм распознавания типов радиолокационных помех по ковариационным

моментам выборки // Цифровая обработка сигналов и ее применение: труды РНТОРЭС им. А.С. Попова. № X-1. – М.: ИПУ РАН, 2008. – С. 388-391.

4. 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.

5. Холопов И.С. Алгоритм классификации типов радиолокационных помех по спектральным признакам // Методы и устройства передачи и обработки информации: межвуз. сб. науч. тр. Вып. 10 / под ред. В.В. Ромашова, В.В. Булкина. – М.: Радиотехника, 2008. – С. 176-182.

6. Холопов И.С. Классификация преднамеренных радиолокационных помех с использованием минимаксного критерия // Методы и устройства обработки сигналов в радиотехнических системах: межвуз. сб. науч. тр. Вып. 4. – Рязань: РГРТУ, 2008. – С. 25-30.

7. Кошелев В.И., Холопов И.С. Оценка параметров формы спектра коррелированных помех, аппроксимируемых марковским процессом // МНТК к 100-летию со дня рождения В.А. Котельникова: Москва, 21-23 октября 2008: тез. докл. – М.: Издат. дом МЭИ, 2008. – С. 17-19.

8. Кошелев В.И., Холопов И.С. Применение информационного критерия Акаике для оценки порядка связности коррелированных помех, описываемых марковскими процессами // Проблемы техники и технологий телекоммуникаций ПТиТТ-2008: материалы 9-й МНТК. – Казань: Изд-во КГТУ, 2008. – С. 130-131.

9. Кошелев В.И., Холопов И.С. Исследование влияния параметров многомодовой пассивной помехи на вероятность ее правильной классификации // Вестник РГРТУ. – 2009. – Вып. 27. – С. 28-31.

10. Кошелев В.И., Холопов И.С. Оценка связности марковского процесса в задаче подавления узкополосных помех // Информационные системы и технологии ИСТ-2009: материалы XV междунар. НТК. – Нижний Новгород: Нижегородский государственный технический университет, 2009. – С. 8.

11. Кошелев В.И., Холопов И.С. Анализ алгоритмов оценки связности марковского процесса в задаче подавления узкополосных помех // Методы и устройства передачи и обработки информации: межвуз. сб. науч. тр. Вып. 11 / под ред. В.В. Ромашова, В.В. Булкина. – М.: Радиотехника, 2009. – С. 272-280.

12. Холопов И.С. Марковские процессы в задачах моделирования узкополосных случайных сигналов с априорно известными спектрально-корреляционными свойствами // Новые информационные технологии в научных исследованиях и образовании: материалы XIV Всероссийской НТК студентов, молодых ученых и специалистов. – Рязань: РГРТУ, 2009. – С. 106-108.

13. Холопов И.С. Применение теории марковских процессов в задачах моделирования узкополосных случайных сигналов с заданными спектрально-корреляционными свойствами // Методы и устройства обработки сигналов в радиотехнических системах: межвуз. сб. науч. тр. Вып. 5. – Рязань: РГРТУ, 2009. – С. 62-66.

ХОЛОПОВ ИВАН СЕРГЕЕВИЧ

**АЛГОРИТМЫ РАСПОЗНАВАНИЯ ТИПОВ
КОМБИНИРОВАННЫХ ПОМЕХ
ДЛЯ ОБНАРУЖИТЕЛЕЙ РАДИОСИГНАЛОВ**

Автореферат
диссертации на соискание ученой степени
кандидата технических наук

Подписано в печать 08.04.10. Формат бумаги 60х84 1/16.
Бумага газетная. Печать трафаретная. Усл. печ. л. 1,0.
Уч.-изд. л. 1,0. Тираж 100 экз. Заказ
Рязанский государственный радиотехнический университет.
390005, Рязань, ул. Гагарина, 59/1.

