

СИНТЕЗ И АНАЛИЗ ОПТИМАЛЬНЫХ РЕШАЮЩИХ ПРАВИЛ СЕЛЕКЦИИ ЦЕЛЕЙ В ОБЛАКЕ СЛУЧАЙНЫХ РАССЕИВАТЕЛЕЙ ПРИ ПОЛНОМ ПОЛЯРИЗАЦИОННОМ ЗОНДИРОВАНИИ ПРОСТРАНСТВА

Б.В. Храбростин¹⁾, М.М. Сапов²⁾, Д.Б. Храбростин³⁾

¹⁾ Белгородский государственный университет, 308015, г. Белгород, ул. Победы, 85

²⁾ ОАО «Экспериментальный завод», 196143, г. Санкт-Петербург, пр. Ю. Гагарина, 34

³⁾ Белгородский государственный университет, 308015, г. Белгород, ул. Победы, 85

Проведен синтез решающего правила селекции цели заданного класса в облаке случайных рассеивателей при полностью случайных моделях соответствующих поляризационных векторов рассеяния (ПВР). Принципиально новым является использование различия рассеивающих свойств цели и пассивной помехи. При этом решающее правило селекции представляет собой фильтр для области локализации распределения ПВР цели заданного класса в поляризационном пространстве. Получены аналитические выражения для оценки показателей качества селекции и анализа механизма влияния на них различия рассеивающих свойств цели и помехи, а также частотных и энергетических различий отраженных сигналов. Приведены результаты натурального эксперимента, подтверждающие возможность обнаружения и распознавания (селекции) неподвижной наземной цели заданного класса на фоне отражений от ПП и других объектов, находящихся в одном разрешаемом объеме с целью, при отношениях сигнал/помеха примерно равных единице.

Ключевые слова: поляризационное пространство, обнаружение и распознавание, теория, натуральный эксперимент.

Введение

Теория и техника радиолокации в основном построена на использовании временных, пространственных и частотных параметров сигналов [1-4, 9, 21]. В то же время использованию рассеивающих свойств объектов разных классов для повышения информативности и помехозащищенности радиолокационных станций (РЛС) уделяется неоправданно мало внимания.

В статье дано теоретическое обоснование и экспериментальное подтверждение принципиальной возможности селекции, т.е. обнаружения и распознавания, объекта заданного класса в условиях, при которых в традиционной радиолокации практически приемлемое решение неизвестно. В рамках такого обоснования заданный класс объектов определяется [17] представительной выборкой одинаково ориентированных в пространстве подобных по форме объектов с заданным диапазоном изменения размеров и заданным законом распределения проводимости по их отражающим поверхностям. Полагаем, что совместные распределения ортогонально поляризованных компонентов радиолокационных сигналов, принимаемых в процессе полного поляризационного зондирования объектов, определяются в поляризационном пространстве [17 – 20, 22], математической моделью которого может служить гильбертово пространство, то есть комплексное (C^n) линейное пространство со скалярным произведением, являющееся полным метрическим пространством [5].

Для осознания роли информации о рассеивающих свойствах объектов селекция цели рассматривается на фоне наиболее изученных случайных рассеивателей в виде облака дипольных отражателей (ОДО) при отсутствии или несущественных доплеровских различиях соответствующих сигналов. Синтез решающего правила селекции, которое носит прикладной характер, проводится на основе дискретной выборки при полностью случайных моделях ПВР цели и ОДО. При анализе подробно рассматрива-

ется селекция по непрерывной реализации полностью известного ПВР, цели заданного класса, т.к. этот случай позволяет наглядно проследить факторы, определяющие качество, а также предельные возможности обнаружения при таком способе радиолокации.

1. Селекция по дискретной выборке фиксированного объема при полностью случайных моделях ПВР цели и ОДО

Решаемую задачу селекции цели заданного класса в ОДО сформулируем как задачу проверки гипотезы о наличии в данном объеме разрешения только дипольной помехи (гипотеза H_0), либо совокупности диполей и обнаруживаемой цели (гипотеза H_1) на протяжении всего времени наблюдения.

Зондирование пространства осуществляется импульсной РЛС так, что за фиксированное время наблюдения T производится N отсчетов ПВР данного объема разрешения. Единичный отсчет ПВР представим в виде комплексного вектора

$$\mathbf{S}_i = \mathbf{S}(t_i) = \alpha_0 \mathbf{S}_ц(t_i) + \mathbf{S}_д(t_i) + \mathbf{S}_ш(t_i), \quad (1.1)$$

где $\mathbf{S}_ц(t_i)$ и $\mathbf{S}_д(t_i)$ – выборочные значения ПВР цели и совокупности дипольных отражателей, хаотически расположенных в разрешаемом объеме, в момент времени t_i ; $\mathbf{S}_ш(t_i)$ – вектор, компонентами которого являются выборочные значения комплексных амплитуд собственных шумов соответствующих каналов приема РЛС в момент времени t_i (ПВШ – поляризационный вектор шумов приемных каналов);

$$\alpha_0 = \begin{cases} 0, & \text{в случае справедливости гипотезы } H_0; \\ 1, & \text{в случае справедливости гипотезы } H_1. \end{cases}$$

Решающее правило для проверки гипотез в данном случае будет определяться отношением условной плотности вероятности распределения суммарного ПВР в случае наличия цели (гипотеза H_1) к условной плотности вероятности распределения суммарного ПВР в случае отсутствия цели (гипотеза H_0).

При определении законов распределения слагаемых в (1.1) и соответствующих условных распределений целесообразно учесть следующее. Предыдущие исследования [6, 10, 17 – 20] закономерностей рассеяния электромагнитных волн на объектах с различными электрофизическими характеристиками позволяют (для данной работы) сделать два важных вывода:

- распределения ПВР различных, представляющих практический интерес, классов объектов, включая пассивные и активные помехи, локализуются в компактных подпространствах различных размерностей (областях локализации) поляризационного пространства [10, 17], вероятностная мера пересечения которых равна нулю;
- поскольку области локализации определяются первыми двумя моментами распределений и не пересекаются, а моменты более высоких порядков определяют лишь степень концентрации распределений ПВР внутри областей, то при решении большинства практических задач обнаружения, селекции, оценки координат и распознавания целей на фоне помех моменты более второго порядка не учитывать не только можно, но и целесообразно.

Принимая во внимание эти выводы, законы распределения слагаемых в выражении (1.1) и соответствующих условных плотностей вероятностей будем полагать обобщенными нормальными [25, 26] (имея в виду и вырожденный случай). Кроме того, считаем, что соседние по времени отсчеты ПВР (1.1) некоррелированы. Зная период корреляции обрабатываемых сигналов, это обеспечить несложно. Можно показать, что математические ожидания ПВР (1.1) для случаев $\alpha_0 = 0$ и $\alpha_0 = 1$ будут равны нулю. Кроме того, слагаемые, входящие в (1.1), можно полагать независимыми, поэтому ус-

ловные плотности распределения вероятностей ПВР для случаев $\alpha_0 = 0$ и $\alpha_0 = 1$ будут равны произведениям плотностей распределения вероятностей соответствующих слагаемых. Поляризационно-ковариационные матрицы (ПКМ) соответствующих ПВР для рассматриваемых условий селекции цели представляются в виде:

$$\mathbf{M}_0 = \mathbf{M}_д + \mathbf{M}_ш; \quad \mathbf{M}_1 = \mathbf{M}_ц + \mathbf{M}_д + \mathbf{M}_ш, \quad (1.2.)$$

где $\mathbf{M}_ц$, $\mathbf{M}_д$, $\mathbf{M}_ш$ – ПКМ ПВР цели заданного класса, совокупности диполей, находящихся в разрешаемом объеме, и ПВШ приемных каналов.

ПКМ (1.2) считаем априори известными. В частности, ПКМ ПВР целей могут быть определены расчетным или экспериментальным путем, а ПКМ ПВР помех могут быть оценены в процессе обзора пространства. Методика и результаты таких оценок обсуждаются в работах [10, 15- 20].

При определении закона распределения выборки для каждой из рассматриваемых гипотез будем полагать, что отношение сигнал/помеха и сигнал/шум подчиняются следующим условиям:

$$q_{сц}^2 = \frac{Sp\mathbf{M}_ц}{Sp\mathbf{M}_д} \ll 1; \quad q_{сш} = \frac{Sp\mathbf{M}_ц}{Sp\mathbf{M}_ш} \gg 1 \quad (1.3)$$

где $Sp\mathbf{M}$ – след матриц $\mathbf{M}_ц$, $\mathbf{M}_д$, $\mathbf{M}_ш$.

Учитывая результаты анализа свойств ПКМ ПВР различных классов целей и помех, полученные в работах [6, 10, 15 – 21], а также условия (1.3) можно утверждать, что ПКМ \mathbf{M}_0 и \mathbf{M}_1 будут плохо обусловленными, т.е. $|\mathbf{M}_0| \cong 0$, $|\mathbf{M}_1| \cong 0$, так как истинный ранг:

$$rg\mathbf{M}_д = rg(\mathbf{M}_д + \mathbf{M}_ц) \leq 3 \quad (1.4)$$

в силу симметрии поляризационных матриц рассеяния, из элементов которых составлены соответствующие ПВР.

Известен и достаточно разработан в настоящее время общий метод решения плохо обусловленных задач – метод регуляризации [12]. Идея этого метода состоит в построении регуляризованного семейства приближенных решений, зависящих от значения некоторого малого параметра α_{01} , такого, что при его стремлении к нулю приближенное решение стремится к нормальному решению. Чем меньше α_{01} , тем ближе приближенное решение к искомому, но тем слабее устойчивость. При каком-то значении α_{01} , (хороших методов для его определения нет, несмотря на многочисленные рекомендации) решение получается удовлетворительным по точности, а способ его получения достаточно устойчивым. Однако применение этого метода в данном случае связано с неизбежной потерей качества обнаружения, т.к. устойчивость решения достигается за счет искусственного дополнения размерности области локализации случайного вектора (в данном случае ПВР объектов заданного класса) до размерности исходного пространства при этом имеющиеся различия распределений соответствующих случайных векторов частично нивелируются. Другими словами, использование известного метода регуляризации [13] при решении рассматриваемой задачи радиолокации приводит к погрешностям, которые являются методическими.

Можно использовать в данном случае метод прямого сведения ПКМ к сингулярной матрице [25, 16], непосредственно вытекающей из рассмотренных ранее результатов исследования областей локализации ПВР объектов различных классов. Суть этого метода состоит в следующем [25].

Предположим, что найдены все собственные числа η_i и нормированные собственные векторы b_i , матрицы \mathbf{M} . Отбросив $(n-r)$ векторов b_i , соответствующих наимень-

шим η_i , получим r – плоскость $L(\mathbf{M})$, проекция совокупности $\mathbf{S}(t_i)$ в которую будет иметь невырожденную ковариационную матрицу $\hat{\mathbf{M}}$ — сингулярный скелет матрицы \mathbf{M} .

В рассматриваемом случае проверки гипотез ПКМ \mathbf{M}_0 и \mathbf{M}_1 различны, обе плохо обусловлены, имеют размерность (4x4) и одинаковые ранги (1.4). Поэтому построение сингулярного скелета целесообразно проводить [25] для матрицы

$$\mathbf{M} = \mathbf{M}_0 + \mathbf{M}_1.$$

Предположим, что, действуя указанным выше образом, мы получили матрицу \mathbf{B} , составленную из r нормированных собственных векторов, соответствующих r наибольшим собственным значениям матрицы \mathbf{M} . Применяя преобразование

$$\mathbf{Y} = \mathbf{B}^{*T} \mathbf{S} \quad (1.5)$$

получим ПВР $\mathbf{Y} \in L(\hat{\mathbf{M}})$, ПКМ которого будет невырожденной. Условные плотности распределения \mathbf{Y} для любой из проверяемых гипотез естественно полагать нормальными.

Проведенные рассуждения позволяют получить выражения для распределений каждого из выборочных значений ПВР, соответствующих гипотезам H_0 и H_1 , в следующем виде [15, 19, 20]:

$$W_0(\mathbf{Y}) = (2\pi)^{-\frac{3}{2}} |\mathbf{T}_0|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \mathbf{Y}^{*T} \mathbf{T}_0^{-1} \mathbf{Y}\right\}; \quad (1.6)$$

$$W_1(\mathbf{Y}) = (2\pi)^{-\frac{3}{2}} |\mathbf{T}_1|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \mathbf{Y}^{*T} \mathbf{T}_1^{-1} \mathbf{Y}\right\}; \quad (1.7)$$

где $\mathbf{T}_0 = \mathbf{B}^{*T} \mathbf{M}_0 \mathbf{B}$ и $\mathbf{T}_1 = \mathbf{B}^{*T} \mathbf{M}_1 \mathbf{B}$.

При известных законах распределения выборочных значений для обеих рассматриваемых гипотез оптимальное решающее правило состоит в определении отношения правдоподобия и сравнении его с порогом. Величина порога определяется выбранным критерием оптимальности [1, 3, 4]. Для нормально распределенной выборки, отношение правдоподобия будет иметь вид:

$$l = \prod_{i=1}^N \left[\frac{|\mathbf{T}_{0i}|}{|\mathbf{T}_{1i}|} \right]^{\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}_i^{*T} (\mathbf{T}_{1i}^{-1} - \mathbf{T}_{0i}^{-1}) \mathbf{Y}_i\right\}. \quad (1.8)$$

Здесь \mathbf{T}_{0i} , \mathbf{T}_{1i} , \mathbf{Y}_i – соответственно, ПКМ и ПВР $\mathbf{Y} \in L(\hat{\mathbf{M}})$ при отсутствии и наличии цели заданного класса в обрабатываемом элементе разрешения РЛС на i – й отсчет времени.

Путем логарифмирования выделяем достаточную статистику удобную для вычислений

$$\eta = \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}_i^{*T} (\mathbf{T}_{1i}^{-1} - \mathbf{T}_{0i}^{-1}) \mathbf{Y}_i. \quad (1.9)$$

Учтем в (1.9) однородность выборки, т.е. постулированную независимость \mathbf{M}_{0i} , \mathbf{T}_{0i} и \mathbf{M}_{1i} , \mathbf{T}_{1i} от i . Если решающую матрицу обозначим

$$\mathbf{\Lambda} = \mathbf{T}_1^{-1} - \mathbf{T}_0^{-1}; \quad (1.10)$$

то решающая статистика (1.9) будет иметь вид:

$$\eta = \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}_i^{*T} \mathbf{\Lambda} \mathbf{Y}_i. \quad (1.11)$$

Полученное оптимальное решающее правило будет справедливым лишь для $\mathbf{S} \in L(\hat{\mathbf{M}})$, но распространить его на все поляризационное пространство \mathbf{C}^4 [5, 9, 18]

можно в принципе произвольным образом [23], т.к. по сути дела нас удовлетворяет почти любое из возможных решений.

Решающие статистики (1.9), (1.11) путем подстановки в них (1.5), (1.6) и (1.7) могут быть пересчитаны в исходный базис и представлены в следующем виде:

$$\eta = \sum_{i=1}^N \mathbf{S}_i^{*T} [\mathbf{B}(\mathbf{B}^{*T} \mathbf{M}_1 \mathbf{B})^{-1} \mathbf{B}^{*T} - \mathbf{B}(\mathbf{B}^{*T} \mathbf{M}_0 \mathbf{B})^{-1} \mathbf{B}^{*T}] \mathbf{S}_i \quad (1.12)$$

или, вводя новые обозначения, для (1.12) получим

$$\eta = \sum_{i=1}^N \mathbf{S}_i^{*T} (\mathbf{M}_1^* - \mathbf{M}_0^*) \mathbf{S}_i, \quad (1.13)$$

где \mathbf{M}_1^* и \mathbf{M}_0^* – соответствующие обобщенные матрицы (матрицы Мура).

Однако, для оценки показателей качества селекции цели заданного класса в ОДО, нет необходимости возвращаться в исходную систему координат, поэтому воспользуемся более простым выражением решающей статистики в виде (1.11). Качество селекции будем оценивать на основе следующих показателей: D – вероятности правильного обнаружения-распознавания (селекции) цели заданного класса в ОДО; F – вероятности ложной тревоги; N – объема выборки, необходимого для получения заданных значений D и F.

Анализ показателей качества обнаружения связан с вычислением закона распределения решающей статистики η . Обращаясь к (1.11) и учитывая достаточно большую величину N (при высоком уровне помех), приходим к выводу о нормальном распределении статистики. Задача, таким образом, теперь сводится к расчету среднего $\bar{\eta}$ и дисперсии σ^2 статистики η для обеих гипотез (H_0 и H_1).

Для решения этой задачи выделим из (1.11) одно из статистически независимых слагаемых

$$\eta_i = \mathbf{Y}_i^{*T} \mathbf{\Lambda} \mathbf{Y}_i. \quad (1.14)$$

Вычисление характеристической функции величины η_i приводит к результату

$$\Theta_i(\vartheta) = |\mathbf{I} - j2\vartheta \mathbf{T} \mathbf{\Lambda}|^{-\frac{1}{2}} \quad (1.15)$$

где \mathbf{I} – единичная матрица, $\mathbf{T} = \mathbf{T}_0$ для гипотезы H_0 и $\mathbf{T} = \mathbf{T}_1$ для гипотезы H_1 .

Для всей суммы (1.11) путем перемножения одинаковых выражений (1.15) имеем:

$$\Theta_0(\vartheta) = \left| \mathbf{I} - j2\vartheta (\mathbf{T}_0 \mathbf{T}_1^{-1} - \mathbf{I}) \right|^{-\frac{N}{2}}; \quad (1.16)$$

$$\Theta_1(\vartheta) = \left| \mathbf{I} - j2\vartheta (\mathbf{I} - \mathbf{T}_1 \mathbf{T}_0^{-1}) \right|^{-\frac{N}{2}}. \quad (1.17)$$

Путем дифференцирования характеристических функций $\Theta_0(\vartheta)$ и $\Theta_1(\vartheta)$ находим средние значения и дисперсии достаточной статистики для обеих проверяемых гипотез. Расчеты дают:

$$\left. \begin{aligned} \bar{\eta}_0 &= -NSp(\mathbf{I} - \mathbf{T}_0 \mathbf{T}_1^{-1}); \\ \bar{\eta}_1 &= NSp(\mathbf{I} - \mathbf{T}_1 \mathbf{T}_0^{-1}); \\ \sigma_0^2 &= 2NSp(\mathbf{I} - \mathbf{T}_0 \mathbf{T}_1^{-1})^2; \\ \sigma_1^2 &= 2NSp(\mathbf{I} - \mathbf{T}_1 \mathbf{T}_0^{-1})^2. \end{aligned} \right\} \quad (1.18)$$

Обозначим порог обнаружения, при котором обеспечивается вероятность ложной тревоги F , символом X_{1-F} . Величина X_{1-F} является решением трансцендентного уравнения

$$F = 1 - \Phi\left(\frac{X_{1-F} - \bar{\eta}_0}{\sigma_0}\right), \quad (1.19)$$

где

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-x}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

– интеграл вероятностей.

При этом вероятность правильного обнаружения может быть рассчитана аналогично

$$D = 1 - \Phi\left(\frac{X_{1-F} - \bar{\eta}_1}{\sigma_1}\right). \quad (1.20)$$

Обозначим через $\xi_{\alpha} - \alpha$ – процентную точку отклонения (квантиль) нормального распределения. Зададимся значениями вероятностей D и F и определим объем выборки, необходимый для обеспечения заданных показателей качества селекции D и F . Из (1.19) и (1.20) имеем систему из двух уравнений

$$\left. \begin{aligned} \xi_{1-F} &= \frac{X_{1-F} - \bar{\eta}_0}{\sigma_0}, \\ \xi_{1-D} &= \frac{X_{1-F} - \bar{\eta}_1}{\sigma_1} \end{aligned} \right\}, \quad (1.21)$$

исключая из которых значение порога X_{1-F} , приходим к уравнению относительно требуемого числа отсчетов ПВР N в виде:

$$\sigma_1(N)\xi_{1-D} + \bar{\eta}_1(N) = \sigma_0(N)\xi_{1-F} + \bar{\eta}_0(N). \quad (1.22)$$

Подставляя (1.18) в (1.22) и решая его относительно N , окончательно получим

$$N = \left[\frac{\xi_{1-F} \sqrt{2Sp(\mathbf{I} - \mathbf{T}_0 \mathbf{T}_1^{-1})^2} - \xi_{1-D} \sqrt{2Sp(\mathbf{I} - \mathbf{T}_1 \mathbf{T}_0^{-1})^2}}{Sp(\mathbf{I} - \mathbf{T}_0 \mathbf{T}_1^{-1}) + Sp(\mathbf{I} - \mathbf{T}_1 \mathbf{T}_0^{-1})} \right]^2. \quad (1.23)$$

Выражения (1.18 – 1.23), с учетом равенств $\mathbf{T}_0 = \mathbf{B}^{*T} \mathbf{M}_0 \mathbf{B}$ и $\mathbf{T}_1 = \mathbf{B}^{*T} \mathbf{M}_1 \mathbf{B}$, а также с учетом выражения (1.2), позволяют оценить значения показателей качества селекции D , F и N в каждой конкретной ситуации.

Представляет определенный интерес исследование «механизма» влияния частотных, энергетических различий и различий рассеивающих свойств целей заданных классов и помех на показатели качества селекции, а также «вклад» каждого из указанных факторов в результат решения задачи селекции. Как показывает опыт предыдущих исследователей [1 – 3, 9], подобные вопросы могут быть выяснены на примере синтеза и анализа решающего правила (в данном случае) селекции при детерминированной модели ПВР цели, который рассматривается ниже в п.2.

2. Селекция по непрерывной реализации при детерминированной модели поляризационного вектора рассеяния цели

Будем полагать, что селектируемый на фоне отражений от диполей сигнал цели заданного класса, априори достоверно известен как непрерывная вектор-функция вре-

мени восьми компонентов – по числу квадратур элементов ПВР [11]. Распределение ПВР диполей, находящихся в заданном разрешаемом объеме ОДО, будем полагать стационарным и нормальным с нулевым математическим ожиданием [14 – 19]. Полагаем также, что можно пренебречь собственными шумами приемных каналов радиолокатора. Теоретический интерес к такой идеализированной ситуации связан с тем, что абстрагирование от реальных случайных параметров полезного сигнала позволяет наглядно проследить факторы, определяющие качество и предельные возможности селекции цели заданного класса на фоне отражений от случайных рассеивателей.

Методика решения задачи обнаружения полностью известного сигнала на фоне коррелированной гауссовской помехи с известной ковариационной матрицей общеизвестна [1, 9]. Она сводится к вычислению весового интеграла:

$$\eta = \int_{t_0}^{t_0+T} \mathbf{Y}^T(t) \mathbf{r}(t) dt \quad (2.1)$$

и сравнению его с порогом. Весовой вектор-функция $\mathbf{r}(t)$ является решением интегрально-матричного уравнения вида:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{R}(t-\tau) \mathbf{r}(\tau) d\tau = \mathbf{Y}_\mu(t) \quad (2.2)$$

с симметричным ядром $\mathbf{R}(\tau)$, т.к. помеха полагается стационарной, а $\mathbf{Y}_\mu(t)$ – известный ожидаемый сигнал, отраженный от цели.

Теперь от известных зависимостей перейдем к решению задачи селекции цели заданного класса в облаке диполей с использованием информации о рассеивающих свойствах цели и хаотической совокупности диполей. Обозначим через $\mathbf{S}_g(t)$ вектор-функцию размерностью 8×1 , компонентами которой являются квадратурные составляющие соответствующих комплексных элементов ПВР ОДО. Поскольку поляризационная матрица рассеяния (ПМР), из столбцов которой образован ПВР ОДО, является симметрической, то определитель поляризационно – ковариационной матрицы (ПКМ) ПВР ОДО.

$$|\mathbf{M}_0| = \left| \frac{1}{2} \langle \mathbf{S}_g(t) \mathbf{S}_g^T(t) \rangle \right| = 0,$$

где T – знак транспонирования вектора, а $\langle \cdot \rangle$ – знак статистического усреднения.

Из этого следует, что закон распределения вероятностей ПВР ОДО может существовать в данном случае лишь в подпространстве $r < n = 8$. Определим r собственных чисел ПКМ \mathbf{M}_0 , отличных от нуля, и соответствующие им нормированные собственные векторы b_i , $i = 1 \dots r$, из которых составим матрицу \mathbf{B} – матрицу преобразования базиса исходного поляризационного пространства. Положим, что по принимаемым сигналам определяется ПВР $\mathbf{S}(t)$. Используя известное преобразование, определим вектор-функцию $\mathbf{Y}(t) = \mathbf{B}^T \mathbf{S}(t)$, ПКМ которой $\mathbf{R}(t)$ уже не будет вырожденной.

В этом случае в соотношениях (2.1 и 2.2):

$\mathbf{Y}_\mu(t) = \mathbf{B}^T \mathbf{S}_\mu(t)$ – известный ожидаемый сигнал, причем $\mathbf{Y}_\mu(t) \in \mathbf{L}(\mathbf{R})$ является проекцией ПВР $\mathbf{S}_\mu(t)$ в подпространство локализации распределения ПВР ОДО;

– матричное ядро интегрального уравнения (2.2) по определению будет равно

$$\mathbf{R}(\tau) = \langle \mathbf{Y}(t) \mathbf{Y}^T(t+\tau) \rangle = \mathbf{B}^T \langle \mathbf{S}_g(t) \mathbf{S}_g^T(t+\tau) \rangle \mathbf{B}.$$

В выражении для весового интеграла (2.1) общеприняты бесконечные пределы интегрирования. В то же время, учитывая финитность реального ПВР $S(t)$ и, следовательно – $Y(t)$, форма записи (2.1), где t_0 момент начала наблюдения, а T – его продолжительность, также приемлема.

Для получения оценок вероятностей правильного обнаружения-распознавания D и ложной тревоги F определим параметры условных распределений решающей статистики η (2.1). Решающая статистика η представляет собой линейное преобразование нормального случайного процесса $Y(t)$ и, следовательно, сама распределена нормально.

Для помехи среднее $\langle \eta \rangle = 0$ по условию задачи, а для смеси сигналов помехи и цели получим:

$$\langle \eta \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} Y_{\text{ц}}^T(t) r(t) dt = q_{\text{сн}}^2, \quad (2.3)$$

то есть равно параметру обнаружения.

Расчет дисперсий дает следующие результаты:

для гипотезы H_0 (принимается только сигнал помехи): $\langle \eta^2 \rangle = q_{\text{сн}}^2$, а для гипотезы H_1 (принимается смесь полезного сигнала с помехой): $\langle \eta^2 \rangle = q_{\text{сн}}^4$.

При этом искомые показатели качества обнаружения определяются по известным формулам [9]:

$$F = \int_c^{\infty} W_{\text{п}}(\eta) d\eta = 1 - \Phi\left(\frac{c}{q_{\text{сн}}}\right), \quad (2.4)$$

$$D = \int_c^{\infty} W_{\text{сн}}(\eta) d\eta = 1 - \Phi\left(\frac{c - q_{\text{сн}}^2}{q_{\text{сн}}^2}\right), \quad (2.5)$$

где $W_{\text{п}}(\eta)$ и $W_{\text{сн}}(\eta)$ – условные плотности распределения решающей статистики в случаях наличия только помехи (ПВР ОДО) или смеси полезного сигнала и помехи (ПВР цели и ПВР ОДО) соответственно; c – порог обнаружения.

Задавая квантили ξ_{1-F} и ξ_{1-D} соответствующих условных распределений η для заданных значений D и F при использовании методики, которая уже рассматривалась в п.1 данной статьи, получим

$$q_{\text{сн}} = \frac{\xi_{1-F}}{(\xi_{1-D} + 1)}. \quad (2.6)$$

При этом время накопления T , необходимое для обеспечения требуемых значений D и F , является корнем трансцендентного уравнения вида

$$\int_{t_0}^{t_0+T} r^T(t) Y_{\text{ц}}(t) dt = \left[\frac{\xi_{1-F}}{(\xi_{1-D} + 1)} \right]^2. \quad (2.7)$$

Итак, аналитические выражения для определения показателей качества (D , F , T), которые исчерпывающе характеризуют эффективность решающего правила селекции (обнаружения-распознавания) цели в ОДО получили.

Выражения (2.4), (2.5) позволяют сделать вывод о том, что при оптимальном приеме вероятности D и F определяются лишь параметром обнаружения $q_{\text{сн}}^2$, то есть отношением сигнал/помеха на выходе линейной части приемного устройства.

Однако, показатели качества обнаружения (D , F , T) должны определяться:

- отношением мощностей отраженных полезного и мешающего сигналов, то есть отношением сигнал/помеха на входе оптимального приемника Q^2 ;
- спектральными различиями полезного сигнала и помехи;
- различиями рассеивающих свойств объектов, которые описываются поляризационно-статистическими параметрами сигналов, отраженных от цели и диполей, находящихся в одном разрешаемом объеме с целью. Другими словами, должна иметь место некоторая функциональная зависимость вида:

$$q_{\text{СП}}^2 = q_{\text{СП}}^2(Q^2, \gamma_\phi), \tag{2.8}$$

где γ_ϕ – коэффициент фильтрации, характеризующий возможности приемника по выделению сигнала на фоне помехи с учетом их спектральных и поляризационных различий.

Введем нормированный весовой вектор, как решение интегрально-матричного уравнения

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{Sp \mathbf{R}(0)} \mathbf{R}(t-\tau) \mathbf{r}_H(\tau) d\tau = \frac{\mathbf{Y}_U(t)}{\sqrt{\int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{Y}_U^T(t) \mathbf{Y}_U(t) dt}}, \tag{2.9}$$

Нетрудно видеть, что оно совпадает с обычным уравнением весового вектора (2.2), но записанным для сигнала и помехи единичных мощностей.

В (2.9) $Sp \mathbf{R}(0)$ – мощность помехи, вычисляемая по следу ПКМ $\mathbf{R}(\tau)$ при $\tau=0$.

Из (2.9) находим, что обычный весовой вектор выражается через нормированный вектор следующим образом:

$$\mathbf{r}(t) = \left(\frac{1}{Sp \mathbf{R}(0)} \sqrt{\int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{Y}_U^T(t) \mathbf{Y}_U(t) dt} \right) \mathbf{r}_H(t). \tag{2.10}$$

Используя выражения (2.3), (2.9) и (2.10), параметр обнаружения представим в следующем виде:

$$q_{\text{СП}}^2 = \int_{t_0}^{t_0+T} \mathbf{r}^T(t) \mathbf{Y}_U(t) dt = \left(\frac{1}{Sp \mathbf{R}(0)} \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{Y}_U^T(t) \mathbf{Y}_U(t) dt \right) \int_{t_0}^{t_0+T} \mathbf{r}_H^T(t) \mathbf{Y}_{\text{цн}}(t) dt = Q^2 \gamma_\phi, \tag{2.11}$$

где $\mathbf{Y}_{\text{цн}}(t) = \mathbf{Y}_U / \sqrt{\int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{Y}_U^T(t) \mathbf{Y}_U(t) dt}$ – нормированный по мощности ожидаемый полезный сигнал;

$Q^2 = \frac{1}{Sp \mathbf{R}(0)} \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{Y}_U^T(t) \mathbf{Y}_U(t) dt$ – отношение сигнал/помеха на входе оптимального приемника;

$\gamma_\phi = \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{r}_H^T(t) \mathbf{Y}_{\text{цн}}(t) dt$, т. е. коэффициент фильтрации γ_ϕ представляет собой параметр обнаружения при оптимальном приеме и при условии, что на вход системы линейной обработки поступают нормированные значения полезного сигнала и помехи.

Из выражения (2.11) следует, что параметр обнаружения может быть представлен в виде произведения двух сомножителей. Первый из них – Q^2 , характеризует только энергетические различия сигнала и помехи, а второй (γ_ϕ) – спектральные различия и поляризационные различия (или различия рассеивающих свойств) объектов. Чтобы это увидеть явно, выразим γ_ϕ через спектры полезного сигнала и помехи.

Если $\mathbf{F}_H(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{Y}_{\text{ш}}(t) e^{-j\omega t} dt$ – векторная спектральная плотность ожидаемого сигнала и $\mathbf{K}_H(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{R}_H(\tau) e^{-j\omega\tau} d\tau$ – матрица энергетических спектров помехи, то решение интегрального – матричного уравнения принимает вид [7]:

$$\mathbf{r}_H(t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{K}_H^{-1}(\omega) \mathbf{F}_H(\omega) e^{j\omega t} d\omega.$$

При этом имеем

$$q_{\text{сн}}^2 = \frac{Q^2}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{F}_H^T(\omega) \mathbf{K}_H^{-1}(\omega) \mathbf{F}_H^*(\omega) d\omega,$$

где * – знак комплексного сопряжения.

Откуда, с учетом (2.11) получаем

$$\gamma_{\phi} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{F}_H^T(\omega) \mathbf{K}_H^{-1}(\omega) \mathbf{F}_H^*(\omega) d\omega. \quad (2.12)$$

Таким образом, спектральные различия и различия рассеивающих свойств объектов в комплексе определяют подынтегральную эрмитову форму

$$\mathbf{F}_H^T(\omega) \mathbf{K}_H^{-1}(\omega) \mathbf{F}_H^*(\omega). \quad (2.13)$$

В задаче селекции цели заданного класса в ОДО естественно полагать, что спектральные свойства отраженных сигналов определяются динамикой движения рассеивающих объектов относительно РЛС. Возможности селекции целей в ОДО при существенном различии радиальных скоростей движения цели и средней радиальной скорости движения диполей в ОДО изучены достаточно подробно. Эти различия позволяют условно разделить (с определенными показателями качества) все классы объектов на две группы: на движущиеся и относительно неподвижные. Другими словами, спектральные различия полезных и мешающих сигналов, в данном случае, могут явиться лишь вспомогательными признаками для принятия решения о селекции цели заданного класса. В случаях отсутствия или при несущественных различиях радиальных скоростей движения цели и диполей облака спектральные различия полезных и мешающих сигналов практически отсутствуют.

Обсудим механизм влияния различия рассеивающих свойств целей заданного класса и совокупности диполей, находящихся в одном разрешаемом объеме с целью, на возможности селекции цели заданного класса в ОДО при отсутствии различия радиальных скоростей движения цели и диполей облака.

Векторный характер величин, входящих в выражение (2.13), позволяет «увидеть» этот механизм. Действительно, анализ статистических свойств ПВР объектов различных классов, проведенный в работах [17 – 20], показывает, что распределения ПВР объектов различных классов, представляющих практический интерес, локализуются в компактных подпространствах (областях локализации) исходного (в данном случае 8-мерного) поляризованного пространства. Эти области локализации ПВР различных классов объектов отличаются расположением и ориентацией в исходном поляризованном пространстве, размерностями подпространств локализации и размерами. Вероятностная мера пересечения областей локализации распределений ПВР объектов таких классов равна нулю. В частности, размерности областей локализации ПВР ОДО и цели, имеющей, например, форму тела вращения или тела с плоскостью симметрии, различны, причем ПВР цели локализуется в подпространстве меньшей размерности, чем ПВР

ОДО. Это значит, что существует некоторый базис с такими измерениями, по которым помеху можно просто не учитывать, ввиду отсутствия полезного сигнала. Другими словами, из всего пространства квадратур ПВР можно «вырезать» только ту область, в которой локализуется полезный сигнал, что по существу и представляет собой поляризационно-пространственную фильтрацию. Факт такой поляризационно – пространственной фильтрации помехи в равной мере относится к любому другому базису, т.к. размерности подпространств есть инварианты относительно любой группы невырожденных преобразований базиса. В эрмитовой форме (2.13) такая поляризационно-пространственная фильтрация осуществляется автоматически.

Обсудим пути получения аналитического выражения для оценки потенциальных возможностей селекции цели заданного класса в ОДО. Поскольку главной предпосылкой селекции цели заданного класса в ОДО при отсутствии (в среднем) доплеровских различий сигналов является различие их рассеивающих свойств, то относительное движение цели в первом приближении учитывать не будем, считая полезный сигнал постоянным в течение времени наблюдения T . Тогда спектр квадратурных составляющих ПВР будет определяться соотношением

$$F(\omega) = Y_{ц} T \frac{\sin \omega \tau / 2}{\omega \tau / 2}, \quad (2.14)$$

где $Y_{ц}$ – постоянный за время наблюдения вектор квадратур ПВР цели.

При небольшом диапазоне угловых скоростей и относительных скоростей поступательного движения диполей временная корреляционная функция помехи имеет вид, близкий к закону $\sin x/x$, т.е. энергетический спектр помехи приблизительно постоянен в некоторой полосе частот ($-\Omega_{\max} \dots + \Omega_{\max}$). При этом для нормированного энергетического спектра помехи может быть получено следующее выражение [14]:

$$K_H(\omega) = \frac{2\pi}{\Omega_{\max}} R_{gH}, \quad (2.15)$$

где R_{gH} – нормированная ПКМ квадратур элементов ПВР помехи.

Подставляя (2.14) и (2.15) (после предварительной нормировки) в выражение для коэффициента фильтрации (2.12), получим

$$\gamma_{\phi} = \frac{1}{2\pi} \frac{Y_{ц}^T K_H^{-1} Y_{ц}}{Y_{ц}^T Y_{ц}} T^2 \int_{-\Omega_{\max}}^{\Omega_{\max}} \frac{\sin^2 \varpi T / 2}{(\varpi T / 2)} d\varpi. \quad (2.16)$$

Полагая ширину спектра помехи существенно большей ширины спектра полезного сигнала, пределы интегрирования в (2.16) можно устремить к бесконечности, что приводит к δ – функции. Используя фильтрующее свойство δ – функции, получим приближенное выражение для оценки коэффициента фильтрации в следующем виде:

$$\gamma_{\phi} \cong \frac{Y_{ц}^T K_H^{-1} Y_{ц}}{Y_{ц}^T Y_{ц}} T.$$

При этом с учетом (2.15) параметр обнаружения (2.11) может быть представлен [14] в виде

$$q_{сн}^2 \approx Q^2 \frac{Y_{ц}^T K_H^{-1} Y_{ц}}{Y_{ц}^T Y_{ц}} \frac{T \Omega_{\max}}{2\pi}. \quad (2.17)$$

Если интервал корреляции помехи по времени полагать равным $\tau_K = 2\pi/\Omega_{\max}$, то, приравнявая правые части (2.6) и (2.17) и решая полученное уравнение, относительно времени наблюдения, получим:



$$\mathbf{T} \approx \left(\frac{\xi_{1-P}}{\xi_{1-D} + 1} \right)^2 \frac{\tau_K}{\mathbf{Y}_{\text{ЦН}}^T \mathbf{M}_{\text{гН}}^{-1} \mathbf{Y}_{\text{ЦН}}}. \quad (2.18)$$

Аналитические выражения (2.10) – (2.18) могут быть использованы для оценки и исследования эффективности селекции цели заданного класса в облаке случайных рассеивателей, в частности, в облаке дипольных отражателей.

Учитывая новизну использования различий рассеивающих свойств объектов в интересах повышения информативности и помехозащищенности радиолокаторов, обсудим ряд результатов натуральных экспериментов по селекции неподвижных наземных целей заданных классов на фоне подстилающей поверхности (ПП) и других мешающих объектов при отношениях сигнал/помеха близких к единице. Известно [1, 9, 21], что в рамках методов современной теории и практики радиолокации такая задача не имеет практически приемлемого решения.

3. Фрагменты натурального эксперимента по селекции неподвижных наземных целей заданных классов

Натурные эксперименты проводились на действующем макете Радиолокационно-го комплекса с полным поляризационным зондированием пространства (РЛК с ППЗП), который был создан в 2003 – 2004 гг. совместными усилиями ЗАО НПП «Многомерные электронные системы» (г. Белгород) и Центра радиозлектроники Белгородского государственного университета. Авторы статьи с благодарностью и светлой памятью отмечают, что созданию действующего макета РЛК с ППЗП они обязаны всесторонней поддержке Лауреата Государственной Премии СССР Заместителя Генерального директора ОАО «НИИ приборостроения им. В.В. Тихомирова» по научной работе, Главного конструктора РЛК истребителя СУ-27 Гришина Виктора Константиновича (г. Жуковский Московской обл.).

Обсуждаемые ниже фрагменты натурального эксперимента включает две группы результатов:

- результаты, которые подтверждают теоретически обоснованные предпосылки [6, 17, 18, 20] повышения информативности и помехозащищенности РЛК с ППЗП при наличии пассивных помех;

- результаты экспериментальной проверки работоспособности разработанного решающего правила при селекции неподвижных наземных целей заданных классов на фоне отражений от подстилающей поверхности и мешающих объектов.

Возможности повышения информативности и помехозащищенности РЛК с ППЗП при наличии пассивных помех и при условии, что возможности энергетических и спектральных различий сигналов исчерпаны, естественно, определяются степенью различия рассеивающих свойств целей и помех заданных классов. При наиболее полном анализе различия распределений ПВР объектов отдельных классов обычно сравнивают их математические ожидания, ПКМ, собственные числа и собственные вектора ПКМ, наконец, определяют ошибки распознавания объектов одного класса на фоне объектов другого [21]. Путь этот достаточно строгий, но трудоемкий и не наглядный. Учитывая, что обсуждаемый фрагмент эксперимента используется в статье для демонстрации новых предпосылок и возможностей радиолокации, предлагается другой [17, 18, 20] более оперативный и наглядный, хотя и менее строгий путь, в большей мере, качественной оценки различия распределений ПВР объектов разных классов. Суть его состоит в проектировании многомерных областей распределения ПВР (эллипсоидов разброса ПВР) объектов соответствующих классов в трехмерное действительное пространство с последующим наглядным качественным сравнением проекций. Это допустимо, поскольку размерности областей локализации не меньше

размерностей их проекций, а увеличение размерности пространства признаков не ухудшает различимости сигналов [2].

Обсудим фрагменты натурального эксперимента.

Фрагмент 1. Радиолокационной целью заданного класса являлся человек (ПВР Ч), а помехой служили отражения случайных рассеивателей распределенных на подстилающей поверхности (ПП). Отношение сигнал/помеха, оцениваемое как отношение следа матрицы вторых начальных моментов ПВР Ч на фоне отражений от ПП к следу матрицы вторых начальных моментов ПВР ПП, составляло 0,6 дБ. Априорная информация в виде математических ожиданий и ПКМ ПВР объектов соответствующих классов была получена до эксперимента путем обработки реальных отраженных сигналов.

Проекции областей локализации ПВР Ч и ПП в трехмерное действительное пространство приведены на рис. 1 и не пересекаются.

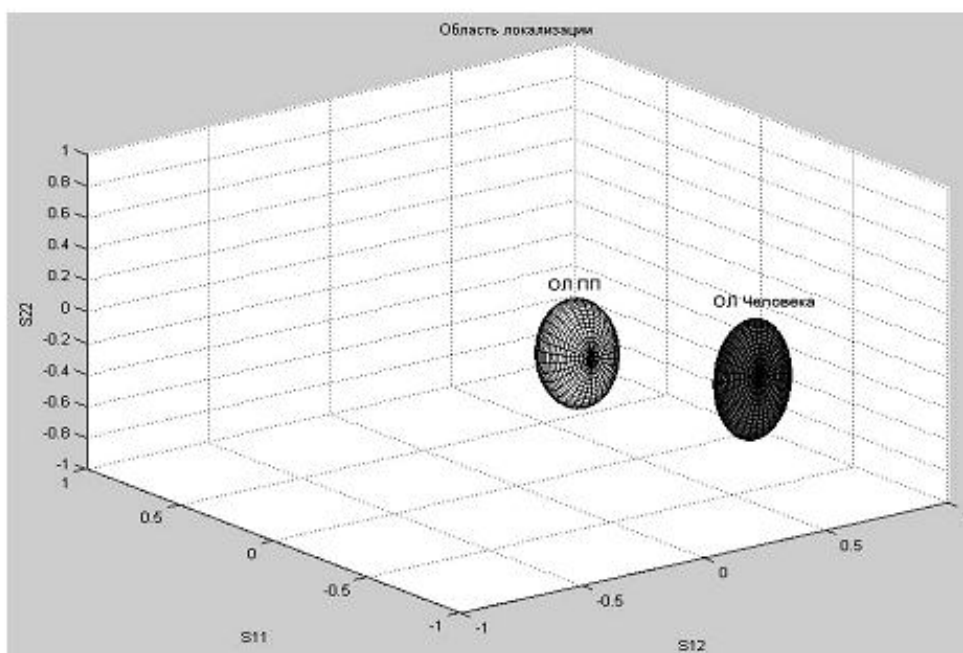


Рис. 1. Проекция областей локализации ПВР Ч и ПВР ПП в трехмерное действительное пространство

Результаты работы двух вариантов алгоритма селекции (обнаружения – распознавания) цели заданного класса на фоне ПП, в виде фотографий экрана монитора РЛК, представлены: на рис. 2 (при использовании усеченного критерия Вальда), и на рис. 3 (при использовании критерия Неймана-Пирсона).

На фотографиях экрана монитора (рис. 2 и рис. 3) светлое пятно определяет координаты объекта заданного класса. Все остальные сигналы, отраженные от ПП и мешающих объектов, в секторе по азимуту от 145 град. до 165 град. и в диапазоне дальностей от 400 м до 1000 м алгоритмами подавлены, как объекты других классов.

Пороги обнаружения – распознавания определялись из условия обеспечения вероятности ложной тревоги не более 0,001. Вероятность правильного обнаружения равная 0,95 оценивалась экспериментально по результатам статистических испытаний. При этом объем выборки, необходимый для получения указанных вероятностей селекции, не превышал 10 ПВР (или 20 периодов зондирования, т.к. в РЛК был реализован последовательный во времени метод измерения ПВР).

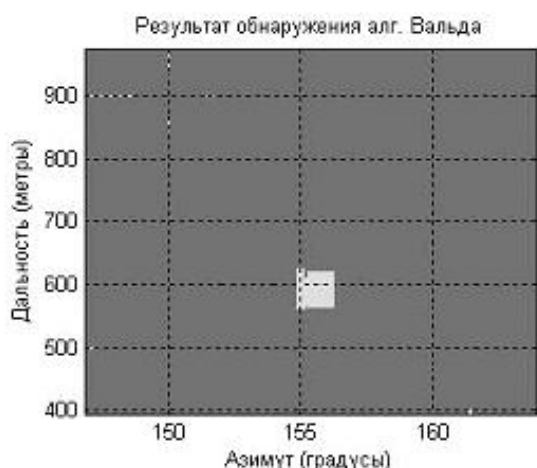


Рис. 2

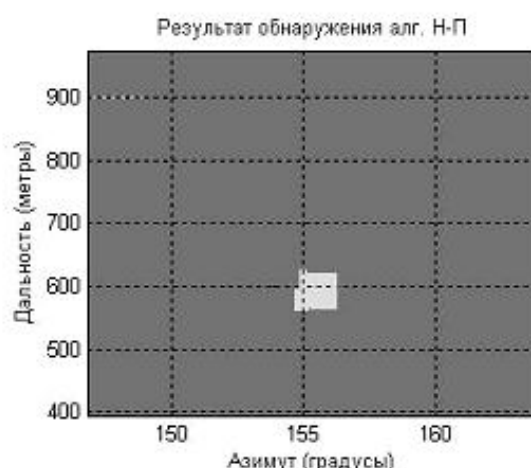


Рис. 3

Фрагмент 2. Радиолокационной целью заданного класса являлся автомобиль А1 (снегоочиститель), находившийся на взлетно-посадочной полосе аэродрома в одном элементе разрешения с другим автомобилем – А2 (заправщик самолетов топливом), который использовался в качестве мешающего объекта. Отношение сигнал/помеха, оцениваемое как отношение следа матрицы вторых начальных моментов ПВР автомобиля А1 на фоне отражений от ПП к следу матрицы вторых начальных моментов ПВР автомобиля А2 также на фоне отражений от той же ПП, составляло примерно 0,0 дБ. Априорная информация об объектах в форме математических ожиданий и поляризационно – ковариационных матриц как функций курса цели относительно РЛС имела в базе данных.

Трехмерные проекции (рис.4) областей локализации распределений ПВР полезного сигнала (ПВР А1) на фоне ПП и ПВР помехи (А2) на фоне той же ПП не пересекаются, следовательно [2], соответствующие области локализации также не пересекаются, т.е. различия сигналов существенные и результаты селекции (обнаружения – распознавания) следует ожидать положительными.

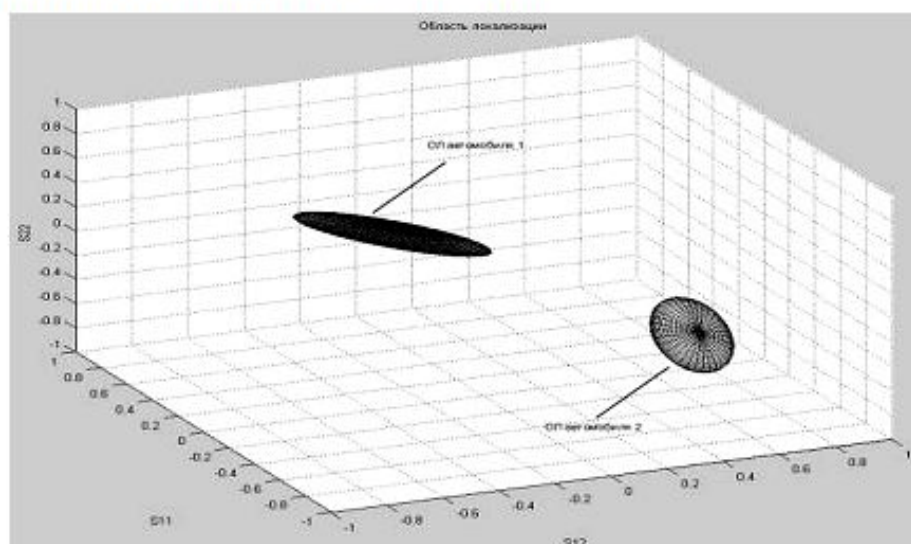
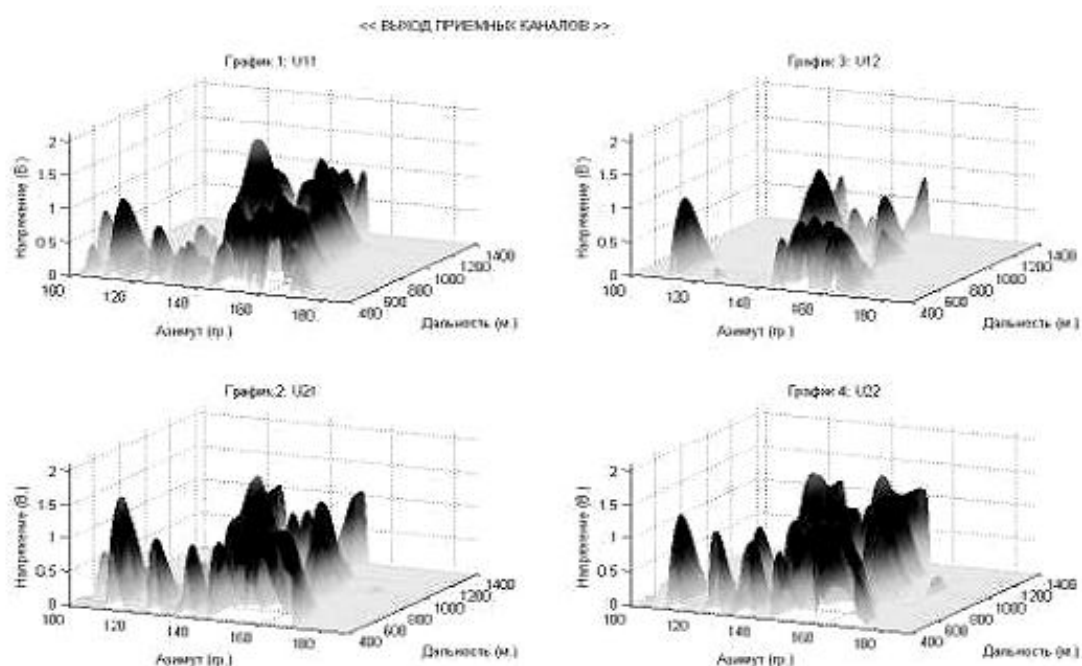


Рис. 4. Проекция областей локализации ПВР А1 и А2 в трехмерное действительное пространство

Радиолокационные карты сектора (рис. 5), в пределах которого находились селектируемые цели, представлена в координатах: азимут, дальность, напряжения на выходах соответствующих каналов приемника. По основной диагонали экрана расположены основные (вертикально – U11) и (горизонтально – U22), а по дополнительной диагонали – перекрестные ортогонально поляризованные составляющие сигналов, отраженных от подстилающей поверхности и, находящихся на ней, объектов при поочередном излучении сигналов вертикальной и горизонтальной поляризации. Уместно заметить, что традиционная радиолокация использует только одну из основных ортогонально поляризованных составляющих отраженных сигналов (U11 или U22). Цели неподвижны и, следовательно, спектральные (доплеровские различия) сигналов отсутствуют. Становится понятно (см. рис. 5), что обнаружение, а тем более, распознавание объектов заданных классов на основе только U11 или U22, т.е. энергетических различий, практически невозможно.



На фотографиях экрана монитора (рис. 6 и рис. 7) светлое пятно определяет координаты объекта (A1) заданного класса. Все остальные отраженные сигналы (см. рис. 5) в секторе по азимуту от 145 град. до 165 град. и в диапазоне дальностей от 400 м до 1000 м алгоритмами подавлены, как объекты других классов.

Пороги обнаружения – распознавания определялись из условия обеспечения вероятности ложной тревоги не более 0,001. Вероятность правильного обнаружения равная 0,93 оценивалась экспериментально по результатам статистических испытаний. Селекция цели заданного класса на фоне отражений от мешающего объекта и подстилающей поверхности осуществлялась в режиме обзора. При этом решение о наличии или отсутствии цели заданного класса в каждом конкретном обзоре принималось на



основе объема выборки, который не превышал 10 отсчетов ПВР (или 20 периодов зондирования).

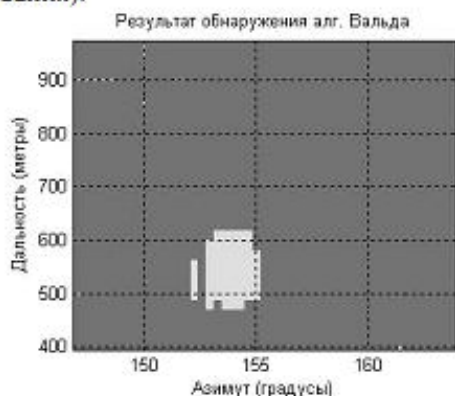


Рис. 6

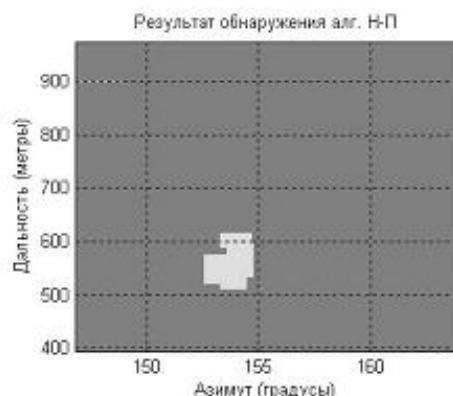


Рис. 7

Приведенные результаты показывают, что в процессе натурального эксперимента на действующем макете РЛС при ошибках измерения амплитуд в пределах 20% и ошибках измерения фаз компонентов ПВР до 15 град. (к сожалению, аппаратура 70-х годов) были получены следующие результаты. При заданной вероятности ложной тревоги не более 0,001 и отношениях сигнал/помеха примерно 0,0 дБ экспериментальные оценки вероятности правильного обнаружения-распознавания цели заданного класса были не хуже 0,9.

Если оценивать энергетический выигрыш, принятый в традиционной радиолокации, то при обнаружении неподвижных наземных целей, по результатам обсуждаемых фрагментов эксперимента, он составил не менее 13 дБ. Цифра невелика, хотя в традиционной радиолокации в этих условиях и такая цифра считается недостижимой. Однако, в данном случае, дело не столько в выигрыше при обнаружении неподвижной цели, сколько в одновременном обнаружении и распознавании цели заданного класса при отношении сигнал/помеха примерно равном единице. Другими словами, к выигрышу при обнаружении необходимо добавить не менее 20 дБ выигрыша на распознавание [21]. Так что совокупный выигрыш обсуждаемого метода радиолокации по сравнению с методами традиционной радиолокации может составить не менее 30 дБ. Это свидетельствует о возможности существенного расширения функциональных возможностей радиолокатора на основе использования различий рассеивающих свойств целей и пассивных помех с различными электрофизическими характеристиками.

Заключение

В работе проведен синтез решающих правил селекции, т.е. обнаружения и распознавания, цели заданного класса в облаке случайных рассеивателей в предположении полностью случайных моделей ПВР цели и пассивной помехи, а также в случае детерминированной модели ПВР цели.

Работоспособность решающего правила селекции цели заданного класса проверена в натурном эксперименте, результаты которого свидетельствуют о существенном расширении функциональных возможностей РЛС при учете рассеивающих свойств целей и, в частности, пассивных помех.

Литература

1. Бакут П.А., Курикша А.А. и др. Вопросы статистической теории радиолокации. Под ред. Тартаковского Р.П., т. 1. – М.: Сов. радио, 1963.

2. Ярушек В.Е. Некоторые вопросы различимости сигналов на фоне помех. - Харьков: АРТА, 1963.
3. Канарейкин Д.Б., Потехин В.А., Павлов Н.Ф. Поляризация радиолокационных сигналов. - М.: Сов. радио. 1966.
4. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. - М.: Сов. радио, кн. 1, 1966.
5. Шилов Г.Е. Математический анализ. (Конечномерные линейные пространства). - М.: Наука, 1969.
6. Храбростин Б.В. Диссертация на соискание ученой степени кандидата технических наук. - Харьков: ВИРТА ПВО.1972.
7. Краснов М.Л. Интегральные уравнения. - М.: Наука. 1975.
8. СССР. А.С. № 97365, 1976г. Бурканов В.М., Храбростин Б.В. Устройство определения геометрических характеристик объекта.
9. Ширман Я.Д., Манжос В.Н. Теория и техника получения и обработки информации и защита от помех. - М.: Радио и связь, 1981.
10. Храбростин Б.В. Методика аналитической оценки показателей качества распознавания радиолокационных объектов по информации о их рассеивающих свойствах. Депонированная рукопись. ЦИВТИ МО СССР, Р11493, 1982.
11. СССР. А.С. №.208117, 1984. Толкачев А.А., Храбростин Б.В., Сапов М.М. Устройство для измерения элементов поляризационных матриц рассеяния (моноимпульсный измеритель ПМР).
12. Радиолокационные характеристики летательных аппаратов. Под ред. проф. Тучкова Л.Т. - М.: Радио и связь, 1985.
13. Тихонов А.Н., Арсенин В.Я. Методы решения некорректных задач. - М.: Наука, 1986.
14. Сапов М.М. Диссертация на соискание ученой степени кандидата технических наук. - Харьков: ВИРТА ПВО, 1986.
15. СССР. А.С. № 269071, 1988. Храбростин Б.В., Поздышев В.Ю., Сапов М.М. Устройство для обнаружения целей в облаках диполей (параметрический поляризационно-доплеровский обнаружитель).
16. Прикладная статистика. Классификация и снижение размерности. Под редакцией С.А. Айвазяна. - М.: Финансы и статистика, 1989.
17. Храбростин Б.В. Основные статистические свойства поляризационных векторов рассеяния радиолокационных объектов различных классов. Сб. НММ, вып. 26. -Харьков: ВИРТА ПВО. 1990. - с. 344-353.
18. Толкачев А.А., Храбростин Б.В. Возможности повышения информативности и помехозащищенности РЛС на основе полного поляризационного зондирования. Сб. трудов 41 ВНК ВИРТА ПВО.- Харьков: ВИРТА ПВО.1991.
19. СССР. А.С. № 329666, 1991. Храбростин Б.В., Кутузов А.С. и др. Устройство для обнаружения целей в облаках диполей (комбинированный поляризационно-доплеровский обнаружитель).
20. Храбростин Б.В. Диссертация на соискание ученой степени доктора технических наук. - Харьков: ВИРТА ПВО.1992.
21. Ширман Я.Д. и др. Справочник по радиолокационным системам. /Под ред. Я.Д. Ширмана. - М.: МАКВИС, 1998.
22. Храбростин Б.В. Метод полного поляризационного зондирования пространства. Научные ведомости БелГУ, серия Информатика, прикладная математика, управление, т.1, вып. 1 (19). Белгород 2004, с. 111- 130.
23. Храбростин Б.В., Артамонов П.И., Гольцов В.В. и др. Анализ поляризационно - статистических свойств типовых классов радиолокационных целей. Сб. докладов XVIII НТК НИИП им. В.В. Тихомирова, Жуковский, 2005, с. 247- 259.
24. Храбростин Б.В., Лучин А.А., Храбростин Д.Б. и др. Распознавание целей по результатам радиолокационных измерений в сложной помеховой обстановке. Радиотехника. № 11, 2005, с. 34 - 39.
25. Либенсон М.Н. Линейный дискриминантный анализ в случае сингулярных или плохо обусловленных ковариационных матриц. - «Адаптивные системы», вып. 4, - Рига: «Зинатне», 1973.
26. Basu D. A note on multivariate extension of some theorems related to univariate normal distribution. - «Sankhya». 1956, v. 17, p. 221-224.



**SYNTHESIS AND THE ANALYSIS OF OPTIMUM SOLVING RULES
OF SELECTION OF THE PURPOSES IN THE CLOUD CASUAL DIFFUSERS
AT FULL POLARIZING SOUNDING SPACE**

B.V. Khrabrostin¹⁾, M. M.Sapov²⁾, D.B. Khrabrostin³⁾

1) Belgorod State University, Pobedi St., 85, Belgorod, 308015, Russia

2) OSS "Experimental factory", Y.Gagarin Boul., 34, St.-Petersburg, 196143, Russia

3) Belgorod State University, Pobedi St., 85, Belgorod, 308015, Russia

In article essentially new is use of distinction of disseminating properties of the purpose and a passive handicap for detection and recognition of the purpose. Thus the solving rule of selection represents the polarization -spatial filter in polarizing space for area of localization of the signals reflected from the purpose of the set class. Analytical expressions for an estimation of parameters of quality of selection and the analysis of the mechanism of influence on them of distinction of disseminating properties of the purpose and a handicap, and also frequency and power distinctions of the reflected signals are received. The results of the natural experiment confirming an opportunity of detection and recognition (selection) of the motionless ground purpose of the set class on a background of reflections from the spreading surface and other objects, being in one resolved volume with the purpose are resulted.

Key words: polarizing space, detection and recognition, theory, natural experiment.