

**К.т.н., доц. Е.В. Бурданова** (Белгородский ГУ)

**E.V. Burdanova**

**ВЫЧИСЛИТЕЛЬНЫЕ ПРОЦЕДУРЫ ПРИ ОБНАРУЖЕНИИ  
НЕОДНОРОДНОСТЕЙ В РАДИОЛОКАЦИОННЫХ  
ПОЛЯРИЗАЦИОННЫХ ИЗОБРАЖЕНИЯХ**

**COMPUTATIONAL PROCEDURES FOR DETECTING  
IRREGULARITIES IN THE RADAR POLARIZATION IMAGES**

*Рассматриваются вероятностные характеристики радиолокационных сигналов обладающие достаточно высокой реакцией на присутствие объектов, создающих неоднородность в радиолокационных поляризаационных изображениях, и вычислительные процедуры, позволяющие исследовать потенциальные возможности использования модели функции плотности вероятности при решении задач обнаружения неподвижных объектов на земной поверхности в условиях априорной неопределенности*

*Key words polarization radar system, the expectation of polarization - the covariance matrix, the polarization vector of the scattering*

При работе радиолокационной системы за фиксированное время наблюдения проводится  $N$  отсчетов поляризаационных векторов рассеяния (1) данного объема разрешения РЛС, формирующих радиолокационное поляризаационное изображение [1]

$$\vec{U}(t_i) = \left( U_{11}(t_i)e^{j\varphi_{11}} \quad U_{21}(t_i)e^{j\varphi_{21}} \quad U_{12}(t_i)e^{j\varphi_{12}} \quad U_{22}(t_i)e^{j\varphi_{22}} \right)^T, \quad (1)$$

где:  $U_{11}(t_i)$ ,  $U_{21}(t_i)$ ,  $U_{12}(t_i)$ ,  $U_{22}(t_i)$ , - амплитуды сигналов в момент времени  $t_i$ ;  $\varphi_{11}$ ,  $\varphi_{21}$ ,  $\varphi_{12}$ ,  $\varphi_{22}$ , - фазы сигналов; индексы 1,2 обозначают вид поляризаации (первый на прием, второй на излучение).

При совмещении передающих и приемных антенн имеет место равенство  $U_{21}(t_i) = U_{12}(t_i)$ , (теорема взаимности) [2], поэтому модель принимаемого сигнала можно представить в виде поляризаационного вектора рассеивания (ПВР) состоящего из трех линейно независимых компонент:

$$\vec{U}_i = \left( U_{11}(t_i)e^{j\varphi_{11}} \quad U_{21}(t_i)e^{j\varphi_{21}} \quad U_{22}(t_i)e^{j\varphi_{22}} \right)^T, \quad (2)$$

Получаемый, в результате измерений ПВР вектор является случайным вследствие непредсказуемого влияния на результаты

измерений множества неконтролируемых факторов (шумы приемных каналов, ошибки измерителя и т.д.). В силу этих причин в качестве модели многомерной функции плотности вероятности (ФПВ) целесообразно использовать гауссиану:

$$W_k(\dot{U}_i) = \frac{1}{(2\pi)^N (\det \mathbf{R})^N} \exp \left[ -\frac{1}{2} (\dot{U}_i - \dot{\mathbf{m}})^* \mathbf{R}^{-1} (\dot{U}_i - \dot{\mathbf{m}}) \right] \quad (3)$$

где  $\mathbf{m}$  - вектор столбец математических ожиданий компонент ПВР (МО);  $\mathbf{R}$ - ковариационная поляризационная матрица (КПМ);  $\mathbf{T}$  - операция транспонирования;  $U_i$ -ПВР.

Матрица  $\mathbf{R}$  является эрмитовой, поэтому  $\mathbf{R}^1$  также является эрмитовой. Из теории матричного анализа известно [3], что при этом квадратичная форма:

$$(\dot{U}_i - \dot{\mathbf{m}})^* \mathbf{R}^{-1} (\dot{U}_i - \dot{\mathbf{m}}) \quad (4)$$

и  $\det \mathbf{R}$  принимает вещественные значения. Вследствие этого многомерная функция (3) принимает вещественные значения и удовлетворяет условию нормировки так, что обладает свойствами ФПВ.

В условиях полной априорной неопределенности вместо вектора МО и КПМ можно воспользоваться только их оценками [4,5]:

$$\dot{\mathbf{m}} = (\dot{\mu}_1, \dot{\mu}_2, \dot{\mu}_3)^T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \dot{U}_i \quad (5)$$

где  $N$  – объем усредняемой выборки ПВР,  $U_i$  - ПВР.

Оценка КПМ, в комплексном унитарном пространстве, для выборки ПВР, определяется согласно выражению [6,7]:

$$\hat{\mathbf{R}} = \{\hat{R}_{kn}\} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (\dot{U}_i - \dot{\mathbf{m}}) (\dot{U}_i - \dot{\mathbf{m}})^*{}^T, \quad k, n = 1, \dots, 3. \quad (6)$$

Здесь и в дальнейшем \* - знак комплексного сопряжения.

Целью вычислительных процедур [8] является исследование уровня реакции оценок вида (5) и (6) вероятностных характеристик отражённых сигналов на присутствие в анализируемом фрагменте радиолокационного изображения, создающих неоднородность объектов и выявление потенциальных возможностей их использования при обнаружении объектов.

Проявление неоднородностей в отражениях было исследовано на примере неподвижного объекта углоковый отражатель (рис. 1).



Рис. 1  
Уголковый отражатель

Объём выборки при вычислении оценок вероятностных характеристик отражённых сигналов на основе соотношений (5) и (6) составлял  $N=240$ , а относительные погрешности оценивания составили порядка 0,05.

Было получено следующие количество оценок векторов МО и КПМ: для фоновых отражений  $NF=1650$ ; для уголка-  $NU=1104$ .

При исследовании реакции на неоднородности оценок вектора МО использовались меры в виде модулей компонент  $|\mu_1|$   $|\mu_2|$   $|\mu_{13}|$  и евклидовой нормы

$$\|\vec{\mu}\| = \sqrt{|\mu_1|^2 + |\mu_2|^2 + |\mu_{13}|^2}. \quad (7)$$

Ввиду вероятностной природы обрабатываемых данных и процедур принятия решений о наличии неоднородностей в отражениях в качестве инструмента описания реакции на них рассматриваемых оценок использованы гистограммы распределения значений указанных выше мер

При построении гистограмм для случая отсутствия объектов (неоднородностей) были эмпирически определены пороги, которые превышались не более, чем в 0,05 случаях. Эти пороги являются оценками границ критических областей, частоты выходов за которые при отсутствии неоднородностей (вероятности ошибок первого рода), не превышают заданной вероятности, равной 0,05.

На рис 2 представлены гистограммы модулей первых компонент оценок векторов МО (5) при отсутствии и наличии объекта создающего неоднородность в отражениях.

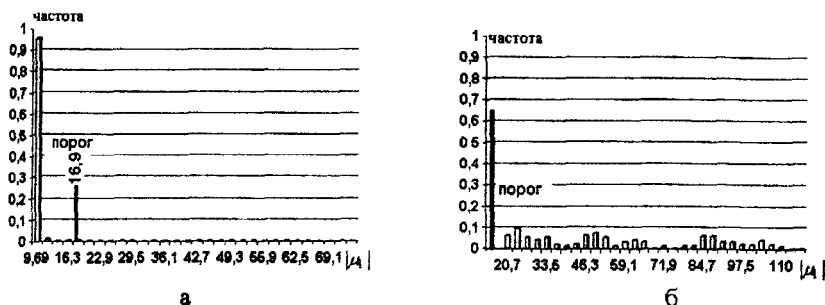


Рис. 2

- Гистограмма модулей первых компонент оценок векторов МО:  
 а)-при отсутствии неоднородностей. Значение порога =16,9;  
 б)- в случае наличия неоднородности в виде уголка

В данном случае наличие объекта приводит к 100% пересечению порога, что свидетельствует о высокой реакции этой меры. Аналогичные результаты получены при исследовании  $|\mu_{12}|$  и  $|\mu_3|$ .

Гистограммы евклидовых норм оценок векторов МО отраженных сигналов при отсутствии и наличии объекта, приведены на рис. 3. Порог определялся, исходя из тех же условий, что и при исследовании оценок компонент вектора МО.

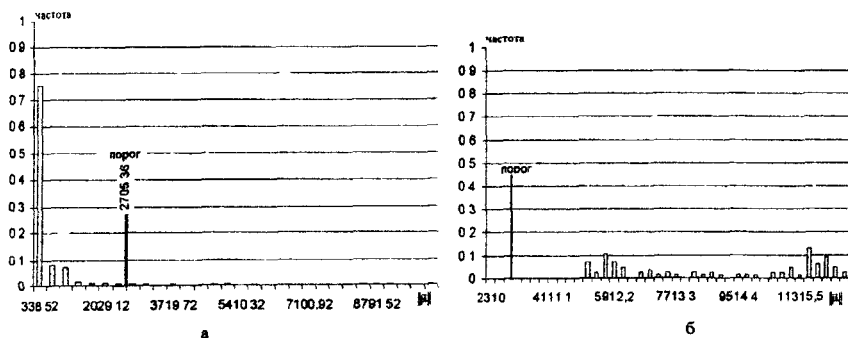


Рис 3

- Гистограмма евклидовых норм оценок векторов МО:  
 а) - при отсутствии неоднородностей. Значение порога =2705,36,  
 б) - в случае наличия неоднородности в виде уголка

Также как и в случае модулей компонент нормы оценок векторов МО при наличии объекта, создающих неоднородности, пре-

вышают порог, что свидетельствует о высокой реакции и этой меры.

Для исследования реакции оценки КПМ была также использована евклидова норма (которая является согласованной с евклидовой нормой векторов):

$$\|\hat{\mathbf{R}}\|_e = \sqrt{\sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 |a_{ij}|^2} = \sqrt{\text{Sp} \hat{\mathbf{R}} \hat{\mathbf{R}}^T} = \sqrt{\sum_{i=1}^3 \lambda_i^2} \quad (8)$$

где  $a_{ij}$  - элементы КПМ,  $\lambda_i$  - собственные числа матрицы  $\mathbf{R}$ .

На рис. 4 приведены гистограммы евклидовой нормы КПМ при отсутствии и наличии приводящих к неоднородностям объекта.

Анализ показал, что при наличии объекта значения евклидовой нормы оценок КПМ превышают порог, определяемый при обработке фоновых данных, с частотой не менее 0,97, что свидетельствует о достаточно высокой реакции на присутствие неоднородности и этой меры.

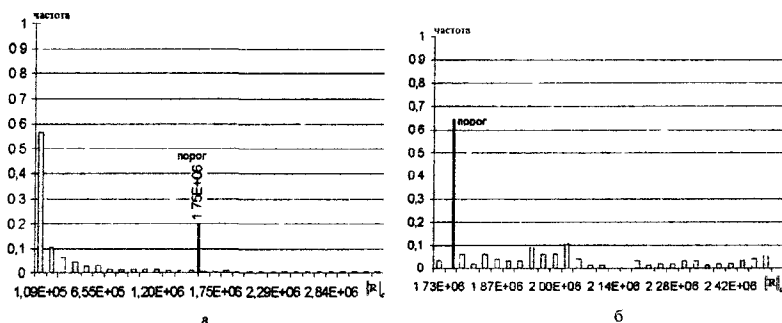


Рис. 4

Гистограмма оценок евклидовой нормы КПМ:

- а)- при отсутствии неоднородностей. Значение порога = 1,75E+06;
- б)- в случае наличия неоднородности в виде уголка

Так как в модель функции плотности вероятности вида (3) входит определитель КПМ, представляет интерес исследование и его реакции на присутствие неоднородностей. Известно выражение его через собственные числа

$$\det \hat{\mathbf{R}} = \prod_{i=1}^3 \lambda_i, \quad (9)$$

которые вместе с собственными векторами определяются из уравнения

$$\lambda_i \hat{\mathbf{b}}_i = \hat{\mathbf{R}} \hat{\mathbf{b}}_i, \quad i=1 \dots \quad (10)$$

( $\hat{\mathbf{b}}_i$  - собственный вектор,  $\hat{\mathbf{R}}$  - оценка КПМ). Поэтому наибольший интерес представляет исследование реакции собственных чисел (метод главных компонент), которые являются положительными. В дальнейшем будем полагать, что эти собственные числа упорядочены по убыванию.

На рис 5 представлены гистограммы максимальных собственных чисел оценок КПМ.

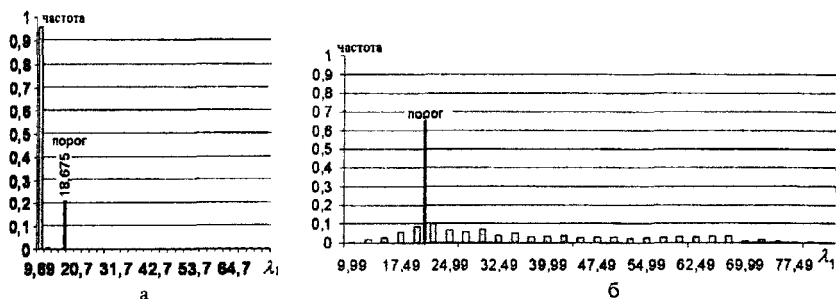


Рис. 5

- Гистограмма максимальных собственных чисел оценок КПМ:  
 а) - при отсутствии неоднородностей. Значение порога = 18,675;  
 б) - в случае наличия неоднородности в виде уголка

Анализ показал, что максимальные собственные числа превышают пороги с частотой не меньше, чем 0,90. Аналогичные результаты наблюдались и в случае двух других собственных чисел.

Из сказанного выше можно сделать вывод о том, что оценки вероятностных характеристик принимаемых сигналов (измерений) обладают достаточно высокой реакцией на присутствие объектов, создающих неоднородность. Поэтому предложенные меры, в виде модулей компонент оценки вектора МО или евклидовых норм оценок МО и КПМ, можно рекомендовать в качестве показателей, значения которых характеризуют неоднородность отражений. В связи с этим описанные выше вычислительные процедуры позволяют анализировать потенциальные возможности использования предложенной модели функции плотности вероятности при обнаружении

неоднородностей в радиолокационных поляризационных изображениях.

*Работа выполнена при поддержке ФЦП «Научные и научно-педагогические кадры инновационной России» на 2009 – 2013 годы гос. контракт №П1260.*

### Литература

1. Храбростин Б.В., Дикуль О.Д. и Олейник И.И. Методы обработки информации в радиолокационных системах с различными поляризационными режимами работы, с целью увеличения их информативности. – В сб.: Труды " 2-ой междунар. науч.-практич. конф. «Исследование, разработка и применение высоких технологий в промышленности», т. 4. Санкт-Петербург, 2006, с. 156-159.
2. Татарский Б.Г., Дудкин П.И. и Ильчук А.Р. Многофункциональные радиолокационные системы. М., Дрофа, 2007. 283 с.
3. Марпл-мл. С.Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения. М, Мир, 1990. 584 с.
4. Вентцель Е.С. и Овчаров Л.А. Теория случайных процессов и ее инженерные приложения. Учеб. пособ. М., Высш. шк., 2007. 479 с.
5. Куликов Е.И. Методы измерения случайных процессов. М., Радио и связь, 1986. 272 с.
6. Хорн Р. и Джонсон Ч. Матричный анализ. Пер. с англ. М., Мир, 1989. 655 с.
7. Бурданова Е.В., Денисов А.П., Дикуль О.Д., Новоченко Ю.П. и Олейник И.И. Обнаружение и распознавание радиолокационных объектов системами с поляризационной обработкой информации. –«Вопросы радиоэлектроники», сер. РЛТ, 2008, вып. 4, с. 88-99.
8. Адлер Ю.П., Маркова Е.В. и Грановский Ю.В. Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий. М., Наука, 1976. 279 с.

*Статья поступила 12.10.2010*