

# 局部均匀背景中距离扩展目标的 GLRT 检测器及性能分析

顾新锋<sup>1,2</sup>, 简涛<sup>1</sup>, 何友<sup>1</sup>, 苏峰<sup>1</sup>, 唐小明<sup>1</sup>

(1. 海军航空工程学院信息融合技术研究所, 山东烟台 264001; 2. 中国卫星海上测控部, 江苏江阴 214431)

**摘要:** 在复合高斯杂波满足局部均匀的背景下, 对均匀杂波分组模型进行推广, 建立了广义杂波分组模型. 进一步, 利用广义似然比检验 (GLRT) 原理, 提出了距离扩展目标的基于广义杂波分组的 GLRT 检测器 (GCC-GLRT), 并推导了检测器虚警概率与检测门限关系的表达式. GCC-GLRT 有效地解决了基于均匀杂波分组的 GLRT 检测器 (CC-GLRT) 在非均匀杂波分组背景下不具备 CFAR 特性的问题. 仿真结果还表明, 对于稀疏散射点目标, 在合适的杂波分组情况下, GCC-GLRT 能有效克服采用 NSDD-GLRT 检测器出现的“坍塌损失”, 改善检测器的检测性能.

**关键词:** 复合高斯杂波; 球不变随机向量; 杂波分组; 广义似然比检验

**中图分类号:** V243.2; TN957.51 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112 (2013) 12-2367-07

**电子学报 URL:** <http://www.ejournal.org.cn> **DOI:** 10.3969/j.issn.0372-2112.2013.12.008

## GLRT Detector of Range-Spread Target in Local Homogeneous Background and Its Performance Analysis

GU Xin-feng<sup>1,2</sup>, JIAN Tao<sup>1</sup>, HE You<sup>1</sup>, SU Feng<sup>1</sup>, TANG Xiao-ming<sup>1</sup>

(1. Research Institute of Information Fusion, Naval Aeronautical and Astronautical University, Yantai, Shandong 264001, China;

2. China Satellite Maritime Tracking & Control Department, Jiangyin, Jiansu 214431, China)

**Abstract:** When the compound-Gaussian clutters are cluttered into groups of data with one and the same value of the texture, the homogeneous clutter-clustered model is generalized, and a generalized clutter clustered model is established. Moreover, a generalized likelihood ratio test detector based on the generalized clutter-clustered (GCC-GLRT) is proposed, and the formula relating false alarm probability to detection threshold is deduced. The GCC-GLRT solves the problem that the CC-GLRT is not CFAR in inhomogeneous clutter-clustered background. The simulation results show that the GCC-GLRT can overcome the collapsing loss of the NSDD-GLRT detecting sparse scatterers target and improve the detection performance of the detector.

**Key words:** compound-Gaussian clutter; spherically invariant random vector; clutter-clustered; generalized likelihood ratio test

### 1 引言

在雷达目标检测中, 通常是先对杂波进行建模, 然后根据建立的杂波模型设计合适的检测器. 当雷达分辨率较低时, 基于中心极限定理, 高斯模型对杂波能很好的模拟. 对于高斯杂波背景下雷达目标的检测方法, 在文献[1, 2]中已进行了广泛的研究. 实测数据表明, 当雷达分辨率较高时, 或在低掠地角条件下观测时, 高斯杂波模型不再适用, 但可以采用复合高斯杂波模型<sup>[3, 4]</sup>. 在高分辨率情况下, 一方面, 雷达会接收到类似于目标的尖峰, 这种含尖峰的复合高斯杂波可用球不变随机向量 SIRV (Spherically Invariant Random Vector, SIRV) 进行建模<sup>[5, 6]</sup>; 另一方面, 目标的多个散射点回波被分离, 出现

在不同的距离单元中, 形成距离扩展目标.

SIRV 是由空间上变化较慢的纹理分量和变化较快的散斑分量的乘积得到, 其中, 纹理分量表征杂波的功率水平, 而基于中心极限定理的局部有效性, 散斑分量为高斯随机向量<sup>[7]</sup>. 在 SIRV 建模的非高斯杂波背景下, 文献[8]采用广义似然比检验 (Generalized Likelihood Ratio Test, GLRT) 的方法得到了不依赖于散射点密度的距离扩展目标检测器 NSDD-GLRT (Non Scatterer Density Dependent-GLRT), 文献[9 ~ 11]采用不同的目标建模方法研究了 SIRV 杂波背景下的距离扩展目标检测方法, 其中, 文献[10]利用目标散射点个数的先验信息, 提出了 OS-GLRT (Order Statistic-GLRT) 检测器, 改善了检测器对稀疏距离扩展目标的检测性能. 文献[8 ~ 11]的一个共

同特点是假设杂波各距离单元之间的纹理分量是相互独立的,散斑分量具有相同的协方差矩阵.文献[12]采用高斯随机向量对各距离单元杂波进行建模,并假设各距离单元杂波具有相同的协方差矩阵结构,而功率水平可能不同,将具有相同功率水平的杂波单元分为一组,建立了杂波分组模型,但只考虑了杂波均匀分组情况,即每组包含的距离单元数相等.文献[12]进一步指出,在极限情况下,即杂波各组功率水平都不同时,杂波分组模型等价于 SIRV 模型.

文献[12]只考虑了杂波均匀分组情况,在非均匀杂波分组背景下无法保证检测器的 CFAR 特性,而 NSDD-GLRT 没有利用杂波的分组信息,虽然在均匀杂波分组背景和非均匀杂波分组背景中都能应用,但对于稀疏散射点目标,由于积累了不含目标散射点的距离单元回波,会出现一定的性能损失(通常称之为“坍塌损失”).为此,本文对均匀杂波分组模型进行推广,去掉杂波分组模型中每组具有相同单元数的限制条件,建立复合高斯杂波的广义分组模型,在下文中简称为广义杂波分组(Generalized Clutter Clustered, GCC)模型,并针对该模型,利用 GLRT 原理设计了距离扩展目标的 GLRT 检测器 GCC-GLRT,分析推导了检测器虚警概率与检测门限关系的表达式.

## 2 问题描述

假设数据从  $N$  个阵元得到,需解决针对连续  $K$  个距离单元  $\mathbf{z}_t, t = 1, 2, \dots, K$  检测一个目标存在与否的问题.假设可能的目标完全包含在这  $K$  个距离单元中.考虑杂波为主的干扰环境,忽略内部噪声的影响.所要解决的检测问题可表示为<sup>[8]</sup>:

$$H_0: \mathbf{z}_t = \mathbf{c}_t, \quad t = 1, \dots, K \quad (1)$$

$$H_1: \mathbf{z}_t = \alpha \mathbf{p} + \mathbf{c}_t, \quad t = 1, \dots, K$$

式中,  $H_0$  表示假设目标不存在,  $H_1$  表示假设目标存在,  $\mathbf{p} = (1, e^{j\phi}, e^{2j\phi}, \dots, e^{j(N-1)\phi})^T$  (符号“(·)<sup>T</sup>”表示转置)为已知的导向矢量;标量  $\alpha_t$  是反映目标和信道影响的未知确定性参数.

杂波回波用复合高斯模型建模,则杂波向量  $\mathbf{c}_t$  可以表示成

$$\mathbf{c}_t = \sqrt{\tau_t} \cdot \boldsymbol{\eta}_t, \quad t = 1, \dots, K \quad (2)$$

式中,  $\boldsymbol{\eta}_t = (\eta_t(1), \eta_t(2), \dots, \eta_t(K))^T$ ,  $\eta_t(n), n = 1, 2, \dots, N$  是独立同分布(IID, Independent and Identically Distributed)的零均值方差为 1 的复圆高斯随机变量;纹理分量  $\tau_t$  用来描述不同距离单元间杂波功率水平的起伏.  $\boldsymbol{\eta}_t$  和  $\tau_t$  是相互独立,且  $\boldsymbol{\eta}_t$  的协方差矩阵  $\boldsymbol{\Sigma}$  为杂波协方差矩阵结构,表示为

$$\boldsymbol{\Sigma} = E\{\boldsymbol{\eta}_t \boldsymbol{\eta}_t^H\}, \quad t = 1, \dots, K \quad (3)$$

其中  $\boldsymbol{\Sigma}$  为正定的 Hermitian 矩阵,其对角线元素为 1.则杂波协方差矩阵可以表示为

$$\mathbf{M}_t = \tau_t \boldsymbol{\Sigma} \quad (4)$$

式中,  $\tau_t$  代表第  $t$  个距离单元的杂波功率.

在复合高斯杂波满足局部均匀的条件下,即均匀部分具有相同的功率水平,将  $K$  个距离单元分成  $G$  组,用向量  $\mathbf{h} = [h_1, \dots, h_G]$  表示杂波分组情况,其中,  $h_g (g = 1, 2, \dots, G)$  表示第  $g$  组包含的距离单元个数,这  $h_g$  个距离单元具有相同的纹理分量值,则  $\sum_{g=1}^G h_g = K$ . 令

$$H_g = \begin{cases} 0, & g = 1 \\ \sum_{i=1}^{g-1} h_i, & g = 2, 3, \dots, G \end{cases} \quad (5)$$

$H_g$  表示  $g-1$  组杂波所包含的距离单元个数.各单元的纹理分量可以表示为

$$\tau_t = S_g, H_g + 1 < t \leq H_g + h_g, g = 1, 2, \dots, G \quad (6)$$

注意到,当  $h_g = K/G (g = 1, 2, \dots, G)$  时,杂波为均匀分组,特别地,当  $h_g = 1 (g = 1, 2, \dots, G)$  时(这时  $G = K$ ),相当于去掉了纹理分量的相关信息,也就是每个距离单元的纹理分量之间都不一致.由于该分组模型是对杂波均匀分组模型的推广,因此,称之为广义杂波分组模型.

## 3 GCC-GLRT 检测器

对于广义杂波分组模型,在  $H_0$  和  $H_1$  假设下,雷达回波的概率密度函数可以分别表示为

$$f(\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_K | H_0) = c \prod_{t=1}^K \frac{1}{\tau_t^N \det(\boldsymbol{\Sigma})} \cdot \exp\left[-\frac{1}{\tau_t} \mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t\right] \\ = c \prod_{g=1}^G \frac{1}{S_g^{h_g N} [\det(\boldsymbol{\Sigma})]^{h_g}} \cdot \exp\left[-\sum_{t=H_{g-1}+1}^{H_g+h_g} \frac{1}{S_g} \mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t\right] \quad (7)$$

$$f(\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_K | H_1) \\ = c \prod_{t=1}^K \frac{1}{\tau_t^N \det(\boldsymbol{\Sigma})} \cdot \exp\left[-\frac{1}{\tau_t} (\mathbf{z}_t - \alpha \mathbf{p})^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{z}_t - \alpha \mathbf{p})\right] \\ = c \prod_{g=1}^G \frac{1}{S_g^{h_g N} [\det(\boldsymbol{\Sigma})]^{h_g}} \\ \cdot \exp\left[-\sum_{t=H_{g-1}+1}^{H_g+h_g} \frac{1}{S_g} (\mathbf{z}_t - \alpha \mathbf{p})^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{z}_t - \alpha \mathbf{p})\right] \quad (8)$$

式中,  $\det(\cdot)$  表示方阵的行列式,  $c$  为概率密度函数的归一化常数.

对于 GLRT,在每个假设下未知的参数采用最大似然估计得到.然后,将每个假设下的估计值代入到式(7)和式(8)中,由式(8)和式(7)给出的最终表达式的比称为 GLRT,可以表示为

$$\lambda = \frac{\max_{S_g} \max_{\alpha_t} f(\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_K | H_1)}{\max_{S_g} f(\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_K | H_0)} \quad (9)$$

在每个假设下  $S_g$  的最大似然估计分别为

$$H_0: S_{g, \text{ML}} = \frac{1}{h_g N} \sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} \mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t, \quad g = 1, 2, \dots, G \quad (10)$$

$$H_1: S_{g, \text{ML}} = \frac{1}{h_g N} \sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} (\mathbf{z}_t - \alpha \mathbf{p})^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{z}_t - \alpha \mathbf{p}), \quad g = 1, 2, \dots, G \quad (11)$$

在  $H_1$  假设下  $\alpha_t$  的最大似然估计可以表示为

$$\alpha_t = \frac{\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t}{\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}} \quad (12)$$

将式(10)~式(12)代入式(9)经化简得

$$\lambda = \prod_{g=1}^G \left[ 1 - \frac{\sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} |\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t|^2}{(\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}) \sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} \mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t} \right]^{-Nh_g} \quad (13)$$

由于检测统计量经过单调递增函数后不会改变检测器的性能,因此, GCC-GLRT 检测统计量可以表示为

$$\lambda_{\text{GCC-GLRT}} = -2(N-1) \cdot \sum_{g=1}^G h_g \ln \left[ 1 - \frac{\sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} |\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t|^2}{(\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}) \sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} \mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t} \right] \quad (14)$$

GCC-GLRT 检测器可以表示为

$$\lambda_{\text{GCC-GLRT}} \stackrel{H_1}{\geq} T_{\text{GCC-GLRT}} \quad (15)$$

式中,  $T_{\text{GCC-GLRT}}$  为 GCC-GLRT 的检测门限. 当  $h_1 = h_2 = \dots = h_G$  时, GCC-GLRT 等价于文献[12]中的均匀杂波分组检测器, 为了便于后面的分析, 这里不妨称之为 CC-GLRT. 进一步, 当  $h_g = 1 (g = 1, 2, \dots, G)$  时,

$$\lambda_{\text{GCC-GLRT}} = -2(N-1) \sum_{t=1}^K \ln \left[ 1 - \frac{|\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t|^2}{(\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}) (\mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t)} \right] \quad (16)$$

GCC-GLRT 就等价于文献[8]中的 NSDD-GLRT.

## 4 GCC-GLRT 虚警概率分析

本节在  $H_0$  假设下, 对 GCC-GLRT 检测统计的统计特性进行分析, 并进一步给出虚警概率与检测门限关系的表达式.

令

$$d_g = -2(N-1) h_g \ln(1 - u_g) \quad (17)$$

式中,

$$u_g = \frac{\sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} |\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t|^2}{(\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}) \sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} \mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t} \quad (18)$$

则 GCC-GLRT 可以简化为

$$\lambda_{\text{GCC-GLRT}} = \sum_{g=1}^G d_g \quad (19)$$

在  $H_0$  假设下, 将  $\mathbf{z}_t = \mathbf{c}_t = \sqrt{\tau} \boldsymbol{\eta}_t$  代入式(18)得

$$u_g = \frac{\sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} |\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\eta}_t|^2}{(\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}) \sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} \boldsymbol{\eta}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\eta}_t} \quad (20)$$

对正定矩阵  $\boldsymbol{\Sigma}$  的逆矩阵  $\boldsymbol{\Sigma}^{-1}$  进行 Cholesky 分解<sup>[13]</sup>, 即存在一个  $N \times N$  的矩阵  $\mathbf{B}$ , 满足

$$\boldsymbol{\Sigma}^{-1} = \mathbf{B}^H \mathbf{B} \quad (21)$$

令  $\mathbf{s} = \mathbf{B} \mathbf{p}$ , 则  $\|\mathbf{s}\|^2 = \mathbf{s}^H \mathbf{s} = \mathbf{p}^H \mathbf{B}^H \mathbf{B} \mathbf{p} = \mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}$ , 对  $\mathbf{s}$  进行保范的 Household 变换<sup>[13]</sup>, 即存在一个 Household 矩阵  $\mathbf{C}$  满足:

$$\mathbf{C} \mathbf{s} = \|\mathbf{s}\| \mathbf{e}_1 \quad (22)$$

式中,  $\mathbf{e}_1 = (1, 0, 0, \dots, 0)^T$ ,  $\mathbf{C}^H \mathbf{C} = \mathbf{I}_N$ , 将  $\mathbf{s} = \mathbf{B} \mathbf{p}$  代入式(22), 并令  $\mathbf{A} = \mathbf{C} \mathbf{B}$ , 则式(22)可进一步表示为

$$\mathbf{A} \mathbf{p} = (\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p})^{1/2} \mathbf{e}_1 \quad (23)$$

令  $\mathbf{y}_t = \mathbf{A} \boldsymbol{\eta}_t$ , 则  $\mathbf{y}_t$  的协方差矩阵可以表示为

$$E\{\mathbf{y}_t \mathbf{y}_t^H\} = \mathbf{C} \mathbf{B} E\{\boldsymbol{\eta}_t \boldsymbol{\eta}_t^H\} \mathbf{B}^H \mathbf{C}^H = \mathbf{C} \mathbf{B} (\mathbf{B}^H \mathbf{B})^{-1} \mathbf{B}^H \mathbf{C}^H = \mathbf{I}_N \quad (24)$$

由于  $\boldsymbol{\eta}_t$  为零均值的复圆高斯随机变量, 因此,  $\mathbf{y}_t$  为均值为零, 方差为 1 的复圆高斯随机变量, 并且各元素之间相互独立.

结合式(23)和  $\mathbf{y}_t = \mathbf{A} \boldsymbol{\eta}_t$ , 可得

$$\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\eta}_t = \mathbf{p}^H \mathbf{B}^H \mathbf{C}^H \mathbf{C} \mathbf{B} \boldsymbol{\eta}_t = (\mathbf{A} \mathbf{p})^H \mathbf{y}_t = (\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p})^{1/2} \mathbf{y}_t(1) \quad (25)$$

$$\boldsymbol{\eta}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\eta}_t = \boldsymbol{\eta}_t^H \mathbf{B}^H \mathbf{C}^H \mathbf{C} \mathbf{B} \boldsymbol{\eta}_t = \mathbf{y}_t^H \mathbf{y}_t = \sum_{m=1}^N |\mathbf{y}_t(m)|^2 \quad (26)$$

将式(25)和式(26)代入式(20)可得

$$u_g = \frac{\sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} |\mathbf{y}_t(1)|^2}{\sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} \sum_{m=1}^N |\mathbf{y}_t(m)|^2} \quad (27)$$

再将式(27)代入式(17)化解得

$$d_g = 2(N-1) h_g \ln \left( 1 + \frac{q_g}{N-1} \right) \quad (28)$$

式中,

$$q_g = \frac{x_{1,g}/(2h_g)}{x_{2,g}/[2h_g(N-1)]} \quad (29)$$

$$x_{1,g} = 2 \sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} |\mathbf{y}_t(1)|^2 \quad (30)$$

$$x_{2,g} = 2 \sum_{t=H_g+1}^{t=H_g+h_g} \sum_{m=1}^N |\mathbf{y}_t(m)|^2 \quad (31)$$

由于  $\mathbf{y}_t(m) (t = 1, 2, \dots, K; m = 1, 2, \dots, N)$  之间相互独立, 因此,  $x_{1,g}$  服从自由度为  $2h_g$  的  $\chi^2$  分布, 即  $x_{1,g} \sim \chi^2(2h_g)$ , 则  $x_{2,g} \sim \chi^2(2Nh_g - 2h_g)$ . 从而有  $q_g$  服从参

数为  $2h_g$  和  $2h_g(N-1)$  的  $F$  分布, 记为  $q_g \sim F(2h_g, 2h_g(N-1))$ , 其 PDF 为

$$f_{q_g}(q) = \frac{\Gamma(Nh_g)}{(N-1)\Gamma(h_g)\Gamma(Nh_g-h_g)} \left[ \frac{q}{N-1} \right]^{h_g-1} \cdot \left( 1 + \frac{q}{N-1} \right)^{-Nh_g} \quad (32)$$

式中,  $\Gamma(\cdot)$  为伽马函数. 再根据式(28),  $d_g$  的概率密度函数可表示为

$$\begin{aligned} f_{d_g}(d) &= \frac{1}{2h_g} \exp\left(\frac{d}{2(N-1)h_g}\right) F_{2h_g, 2Nh_g-2h_g} \\ &\cdot \left( (N-1) \left[ \exp\left(\frac{d}{2(N-1)h_g}\right) - 1 \right] \right) \\ &= \frac{\Gamma(Nh_g)}{2(N-1)h_g\Gamma(h_g)\Gamma(Nh_g-h_g)} \\ &\cdot \left[ \exp\left(\frac{d}{2(N-1)h_g}\right) - 1 \right]^{h_g-1} \\ &\cdot \exp\left(\frac{d}{2(N-1)h_g} - \frac{dN}{2(N-1)}\right) \end{aligned} \quad (33)$$

由于  $\lambda_{\text{GCC-GLRT}} = \sum_{g=1}^G d_g$ , 且  $d_1, d_2, \dots, d_G$  之间相互独立, 因此,  $\lambda_{\text{GCC-GLRT}}$  的概率密度函数可以表示为

$$f_{\lambda_{\text{GCC-GLRT}}}(\lambda) = f_{d_1}(\lambda) * f_{d_2}(\lambda) * \dots * f_{d_G}(\lambda) \quad (34)$$

式中, 符号“\*”表示求卷积, 检测器的虚警概率可以表示为

$$P_{\text{fa}} = \int_{T_{\text{GCC-GLRT}}}^{\infty} f_{\lambda_{\text{GCC-GLRT}}}(\lambda) d\lambda \quad (35)$$

由式(33)可知,  $d_g$  的概率密度函数与杂波纹理分量  $S_g$  及杂波协方差矩阵都无关, 因此, 对于给定的检测门限  $T_{\text{GCC-GLRT}}$ , 式(35)中的虚警概率与杂波纹理分量  $S_g$  及杂波协方差矩阵也无关, 即 GCC-GLRT 为 CFAR 检测器.

## 5 性能分析

本节对 GCC-GLRT 的性能采用 Monte Carlo 方法进行仿真分析, 仿真中, 杂波协方差矩阵结构  $\Sigma$  采用指数相关结构进行建模, 矩阵  $\Sigma$  的第  $i$  行第  $j$  列的元素可表示为

$$[\Sigma]_{i,j} = \gamma^{|i-j|}, 1 \leq i, j, \leq N \quad (36)$$

其中,  $\gamma$  表示杂波的一阶相关系数.

纹理分量采用  $\Gamma$  分布建模

$$f_x(x) = \frac{(L/b)^L}{\Gamma(L)} x^{L-1} e^{-(L/b)x}, x \geq 0 \quad (37)$$

式中  $\Gamma(\cdot)$  是 Gamma 函数,  $b$  是均值,  $L$  用来控制与正态统计量偏离的程度,  $L$  越小, 杂波就会出现越多的尖峰. 不失一般性, 令  $b=1$ , 即把杂波功率归一化为一个定值, 而此时的距离单元中杂波的分布等效为  $K$  分布.

目标采用确定的多主散射点 (Multiple Dominant Scattering, MDS) 模型, 目标散射点回波的能量分布如表 1 所示, 表中的数值表示目标在第  $t$  个距离单元的回波

能量  $\epsilon_t$  占总回波能量  $\epsilon$  的百分比, 其中,  $\epsilon_t = |\alpha_t|^2 \mathbf{p}\mathbf{p}^H$  ( $t=1, 2, \dots, K$ ), 则  $\epsilon$  可以表示为

$$\epsilon = \sum_{t=1}^K \epsilon_t \quad (38)$$

目标信杂比 (Signal to Clutter Ratio, SCR) 定义为<sup>[12]</sup>

$$\text{SCR} = \frac{\epsilon \mathbf{p}^H \Sigma^{-1} \mathbf{p}}{N\sigma_c^2 \mathbf{p}^H \mathbf{p}} = \frac{1}{N\sigma_c^2} \sum_{k=1}^K |\alpha_k|^2 (\mathbf{p}^H \Sigma^{-1} \mathbf{p}) \quad (39)$$

式中,  $\sigma_c^2$  表示杂波平均功率.

表 1 MDS 目标模型

单元编号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Model.1	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12
Model.2	1/3	0	1/3	0	0	0	1/3	0	0	0	0	0
Model.3	1/3	0	1/3	0	1/3	0	0	0	0	0	0	0
Model.4	0	0	1/3	1/3	1/3	0	0	0	0	0	0	0

检测性能分析时, 假设  $P_{\text{fa}} = 10^{-4}$ , 检测门限根据式(35)计算得到, 由于存在目标信号时, 检测统计量统计特性的表达式很难得到, 检测概率采用 Monte Carlo 方法计算, 每个信杂比条件下  $P_d$  采用 1000 次仿真求平均得到.

首先, 分析杂波非均匀分组时 GCC-GLRT 和杂波分组 GLRT (Clutter-Clustered GLRT, CC-GLRT) 的 CFAR 特性. 不失一般性, 假设  $N=4$ , 非均匀的杂波分组为  $\mathbf{h} = [2 \ 4 \ 6]$ , 即  $G=3$ ,  $h_1=2$ ,  $h_2=4$ ,  $h_3=6$ . 分别考虑不同纹理分量参数和杂波一阶相关系数变化对虚警概率

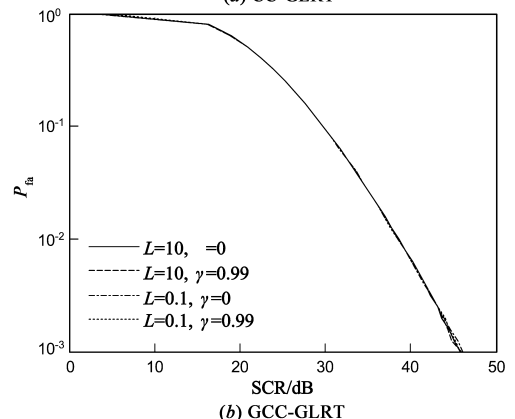
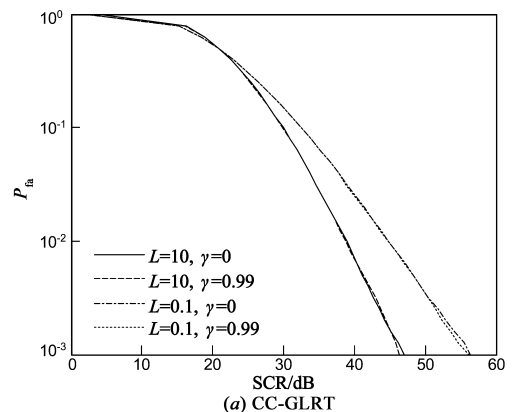


图 1  $P_d$  与 SCR 的关系曲线,  $N=4$ ,  $\mathbf{h}=[2 \ 4 \ 6]$ ,  $\gamma=0, 0.99$ ,  $L=0.1, 10$

的影响,仿真结果如图 1 所示.从图 1(a)可以看出,相同参数  $L$  对应的两条曲线重合,这表明 CC-GLRT 对杂波协方差矩阵结构具有 CFAR 特性,而对于相同的检测门限,不同参数  $L$  对应的虚警概率不同,这表明当杂波非均匀分组时,CC-GLRT 对杂波纹理分量不具备 CFAR 特性;而从图 1(b)可以看出,GCC-GLRT 的四条曲线重合,这表明对于给定的检测门限,参数  $L$  和  $\gamma$  的变化都不会影响 GCC-GLRT 的虚警概率,即 GCC-GLRT 对杂波纹理分量和协方差矩阵结构都具有 CFAR 特性.

接着,针对目标模型 Model.1 分析不同参数变化对检测器性能的影响.图 2 和图 3 分析了杂波的一阶相关系数  $\gamma$ 、杂波尖峰参数  $L$ 、阵元数  $N$  以及被检测距离单元数  $K$  变化对 GCC-GLRT 检测性能的影响.

图 2 给出了  $\gamma$  和  $L$  分别取不同值时  $P_d$  与 SCR 的关系曲线,其中,  $N=4$ ,  $\mathbf{h}=[2 \ 4 \ 6]$ .从图 2 可以看出,  $L$  越小,在相同信杂比条件下,检测概率越大,对于相同的  $L$ ,  $\gamma$  取不同值时的检测性能曲线几乎重合.这表明,杂波尖峰数越多,在低信噪比下检测器性能越好,而杂波的散斑分量之间的相关性强弱不影响检测器的性能.图 3 给出了  $N$  和  $K$  分别取不同值时  $P_d$  与 SCR 的关系曲线,其中,  $L=1$ ,  $\gamma=0$ ,杂波均匀分组,每组包含 2

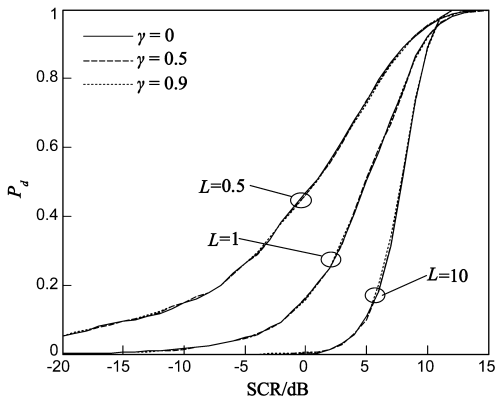


图 2  $P_d$ 与SCR的关系曲线,  $N=4$ ,  $\mathbf{h}=[2 \ 4 \ 6]$ ,  $\gamma$ 和 $L$ 为变化参数

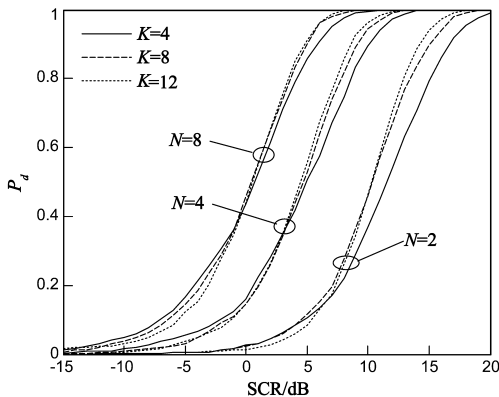


图 3  $P_d$ 与SCR的关系曲线,  $\gamma=0$ ,  $L=1$ ,  $K$ 和 $N$ 为变化参数

个距离单元.从图 3 可以看出,在其它参数不变情况下,  $N$  越大,检测器的性能越好,而  $K$  越小,检测性能曲线越平滑,这表明,增加阵元数可以有效提高目标检测概率,而在总的回波能量相同的情况下,  $K$  越小,在低信杂比下性能表现越好,但总体上,检测器性能受  $K$  值变化的影响较小.

图 4 和图 5 分析了目标所占距离单元相同情况下,不同杂波分组情况对检测器性能的影响,其它参数设置为  $\gamma=0$ ,  $L=1$ ,  $N=4$ ,  $K=12$ .其中,图 4 分析了均匀分组情况下,不同分组数对检测器性能的影响,从图 4 可以看出,组数越少,性能曲线越平坦,在低信杂比下有更好的检测性能,越有利于弱目标的检测.在图 5 中分析了组数为 3 时,每组包含杂波单元数不同的检测性能,其中,  $\mathbf{h}=[2 \ 4 \ 6]$ .图 5 的结果表明,杂波分组越均匀,检测器性能越好.但总体上,图 4 和图 5 的结果可以看出杂波分组的不同对 GCC-GLRT 检测性能的影响.

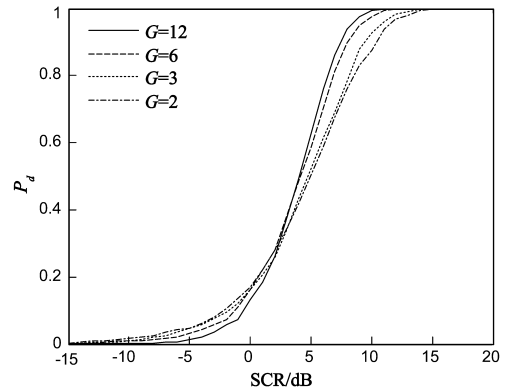


图 4  $P_d$ 与SCR的关系曲线,  $K=12$ ,  $\gamma=0$ ,  $L=1$ ,  $N=4$ ,  $G$ 取不同值

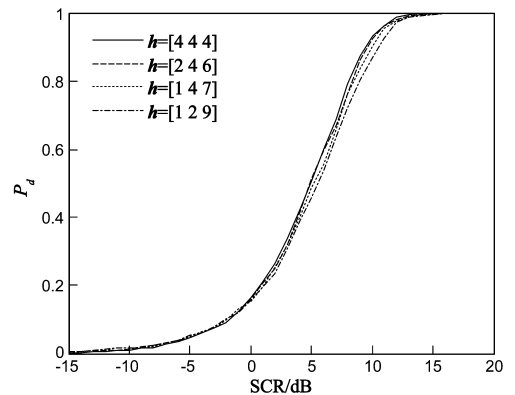


图 5  $P_d$ 与SCR的关系曲线,  $K=12$ ,  $\gamma=0$ ,  $L=1$ ,  $N=4$ ,  $G=3$ ,  $\mathbf{h}$ 取不同值

最后,图 6 针对不同的稀疏散射点目标模型(Model.2 ~ Model.4)对 GCC-GLRT 和文献[10]中的 OS-GLRT 以及文献[8]中的 NSDD-GLRT 的检测性能进行比较,其中,参数设置为  $\gamma=0$ ,  $L=1$ ,  $N=2$ ,  $\mathbf{h}=[2 \ 4 \ 6]$ . Mod

el.2 ~ Model.4 的主要区别在于目标散射点所在距离单元的分布不同,其中,Model.2 中的 3 个散射点分布在不同的杂波组中,Model.3 中的 3 个散射点分布在前两个杂波组中,而 Model.4 中的 3 个散射点都分布在第 2 个杂波组中.

从图 6 可以看出 OS-GLRT 和 NSDD-GLRT 受目标散射点分布情况的影响较小,而 GCC-GLRT 随着目标散射点分布的杂波组的减少,检测性能有明显的下降.对于不同的稀疏散射点目标模型,GCC-GLRT 的检测性能都要优于 OS-GLRT 和 NSDD-GLRT,其中,对于目标模型 Model.2,在  $P_d = 0.8$  时,GCC-GLRT 相对于 OS-GLRT 和 NSDD-GLRT 的信杂比改善分别为 13dB 和 16dB 左右,而对于 Model.4,这一改善也达到了 6dB 和 9dB.这表明 GCC-GLRT 充分利用杂波分组信息,有效的改善了检测器的性能.上述结果可能的原因是,OS-GLRT 和 NSDD-GLRT 不考虑杂波分组信息,直接对每个距离单元回波处理后进行对数积累,其中,NSDD-GLRT 利用所有单元进行积累,对于稀疏散射点目标,这样势必会积累大量不含目标散射点的距离单元,从而出现严重的“坍塌损失”,而 OS-GLRT,对每个单元回波处理后进行排序,利用最大的 3 个单元进行积累,在一定程度上改善了信杂比损失,在  $P_d = 0.8$  时,这一改善大约为 3dB.GCC-GLRT 利用杂波分组信息,对每一组杂波包含的距离单元回波处理后再进行对数积累,在合适的杂波分组情况下(每个杂波组都包含存在目标散射点的距离单元,如 Model.2),采用 GCC-GLRT 可以有效的改善检测器性能,而部分杂波组内不含目标散射点回波时,GCC-GLRT 也会出现一定的“坍塌损失”造成检测性能的下降.

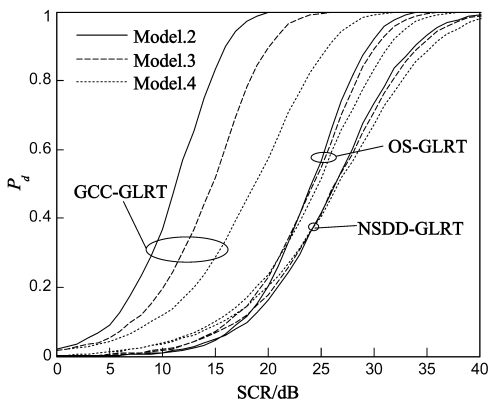


图6 GCC-GLRT与OS-GLRT和NSDD-GLRT检测性能比较, $\gamma=0, L=1, N=2, h=[2\ 4\ 6]$

## 6 结论

针对协方差矩阵结构相同,相邻距离单元杂波功率水平可能相同的复合高斯杂波环境中距离扩展目标的检测问题,本文将杂波均匀分组模型进行推广,建立

了广义杂波分组模型,并在该模型下,利用广义似然比检验原理,得到了距离扩展目标的基于广义杂波分组的 GLRT 检测器 GCC-GLRT.并推导了检测器虚警概率与检测门限的关系表达式.仿真结果表明,在非均匀杂波分组情况下,采用均匀分组的 CC-GLRT 无法保证检测器对杂波纹理分量的 CFAR 特性,而 GCC-GLRT 的 CFAR 特性得到了验证.进一步的仿真结果表明,随着  $N$  的增大,GCC-GLRT 的检测性能有明显的提高,并且参数  $L$  越小,GCC-GLRT 在低信杂比下检测性能越好;当目标能量均匀分布在每个距离单元时,GCC-GLRT 的检测性能受  $K$  值的大小以及杂波分组情况的影响较小;对于稀疏散射点目标,在合适的杂波分组情况下,GCC-GLRT 能有效克服采用 NSDD-GLRT 而出现的“坍塌损失”.

## 参考文献

- [1] KELLY E J. An adaptive detection algorithm [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1986, 22: 115 - 127.
- [2] 何友,关键,孟祥伟,等.雷达目标检测与恒虚警处理(第二版)[M].北京:清华大学出版社,2011.  
HE You, GUAN Jian, MENG Xiang-wei, et al. Radar Target Detection and CFAR Processing, 2nd [M]. Beijing: Tsinghua University Press, 2011. (in Chinese)
- [3] WARD K D, BAKER C J, WATTS S. Maritime surveillance radar. Part 1: Radar scattering from the ocean surface [J]. IEE Proceedings F Radar and Signal Processing, 1990, 137(2): 51 - 62.
- [4] 简涛,何友,苏峰,等.复合高斯杂波协方差矩阵估计的失配性能分析[J].电子学报,2011,39(4):963 - 966.  
JIAN Tao, HE You, SU Feng, et al. Mismatch analysis of covariance matrix estimator for compound-Gaussian clutter [J]. Acta Electronica Sinica, 2011, 39(4): 963 - 966. (in Chinese)
- [5] 简涛,何友,苏峰,等. SIRV 杂波下距离扩展目标 CFAR 检测器[J].电子学报,2010,38(12):2740 - 2744.  
JIAN Tao, HE You, SU Feng, et al. Range-spread target CFAR detection under SIRV clutter [J]. Acta Electronica Sinica, 2010, 38(12): 2740 - 2744. (in Chinese)
- [6] CONTE E, LOPS M, RICCI G. Adaptive detection schemes in compound-Gaussian clutter [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1998, 34(4): 1058 - 1069.
- [7] DI BISCEGLIE M, GALDI C. Random walk based characterization of radar backscatter from the sea surface [J]. IEE Proceedings-Radar, Sonar and Navigation, 1998, 145(4): 216 - 225.
- [8] GERLACH K. Spatially distributed target detection in non-Gaussian clutter [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1999, 35(3): 926 - 934.

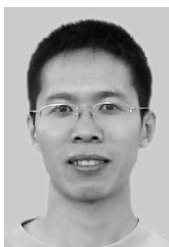
- [9] BON N, KHENCHAF A, GARELLO R. GLRT subspace detection for range and Doppler distributed targets [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2008, 44(2): 678 – 696.
- [10] HE Y, JIAN T, SU F, et al. Novel range-spread target detectors in non-Gaussian clutter [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2010, 46(3): 1312 – 1328.
- [11] GUAN J, ZHANG X L. Subspace detection for range and Doppler distributed targets with Rao and Wald tests [J]. Signal Processing, 2011, 91(1): 51 – 60.
- [12] CONTE E, DE MAIO A, RICCI G. CFAR detection of distributed targets in non-Gaussian disturbance [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2002, 38(2): 612 – 621.
- [13] 张贤达. 矩阵分析与应用[M]. 北京: 清华大学出版社, 2004.  
ZHANG Xian-da. Matrix Analysis and Applications[M]. Beijing: Tsinghua University Press, 2004. (in Chinese)

## 作者简介



顾新锋 男, 1983 年 10 月出生于江苏省无锡市, 现为中国卫星上测控部. 主要研究方向为高分辨率雷达目标检测.

E-mail: gxf1983@126.com



简涛 男, 1980 年 8 月出生于湖北天门, 现为海军航空工程学院讲师. 主要研究方向为雷达信号检测与信号处理, 现代信号处理及智能信号处理在雷达中的应用研究.

E-mail: iamjiantao@163.com



何友 男, 1956 年 10 月出生于吉林, 现为海军航空工程学院教授, 博士生导师. 主要研究方向为雷达自适应检测方法、多传感器信息融合、模式识别等.

E-mail: ncif09@163.com