

分布式目标的子空间双门限 GLRT CFAR 检测

关 键¹, 张晓利^{1,2}, 简 涛¹, 何 友¹

(1. 海军航空工程学院电子信息工程系, 山东烟台 264001; 2. 解放军 92664 部队, 山东青岛 266000)

摘 要: 研究了分布式目标在球不变随机变量杂波中的检测问题, 提出了一种具有恒虚警特性的双门限广义似然比检测器。分布式目标建模为子空间信号, 在距离维和多普勒频率维同时扩展。第一门限的作用是筛选信杂比高的待检测距离单元。将选出的距离单元进行能量积累并与第二门限进行比较做出判决。假设杂波协方差矩阵已知, 构造了双门限检测器, 并通过推导检测器虚警概率说明其具有恒虚警特性。将基于辅助通道数据的杂波协方差矩阵的估计值替换假设已知的杂波协方差矩阵, 得到一个自适应检测器。通过 Monte Carlo 仿真进行性能分析, 说明检测器的有效性和鲁棒性。

关键词: 分布式目标; 恒虚警率; 双门限检测; 子空间; 广义似然比

中图分类号: TN957.51 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112 (2012) 09-1759-06

电子学报 URL: <http://www.ejournal.org.cn>

DOI: 10.3969/j.issn.0372-2112.2012.09.1010

Dual-Threshold CFAR Detection for Distributed Targets

GUAN Jian¹, ZHANG Xiao-li^{1,2}, JIAN Tao¹, HE You¹

(1. Department of Electronic and Information Engineering, Navy Aeronautical and Astronautical University, Yantai, Shandong 264001, China; 2. Unit 92664 of PLA, Qingdao, Shandong 266000, China)

Abstract: For the distributed target in spherically invariant random vector clutter, a dual-threshold GLRT detector with constant false alarm rate (CFAR) property is derived. The distributed target, which is modeled as a subspace random signal, may be distributed both in range and in Doppler frequency axes. The cell whose signal-to-clutter ratio is higher is selected by the first threshold. Then the accumulation of energy is implemented in these selected cells, and it makes a final decision according to the second threshold. Assuming that the normalized clutter covariance matrix is known, the dual-threshold GLRT is devised. The probability of false alarm of dual-threshold GLRT is derived and it ensures CFAR property. And then according to a secondary data set to estimate the clutter normalized clutter covariance matrix, the adaptive detector is obtained. The performance assessment conducted by Monte Carlo simulation confirms the effectiveness and robustness of the proposed detector.

Key words: distributed target; constant false alarm rate (CFAR); double threshold decision; subspace; generalized likelihood ratio test (GLRT)

1 引言

高分辨雷达 (High Resolution Radar, HRR) 由于采用脉冲压缩技术, 具有将一个目标分辨成在不同距离单元上的多散射中心的能力, 形成分布式目标。由于 HRR 观测到的目标回波会出现在多个径向距离单元上, 呈现多个强散射点, 如何针对这一特点构造分布式目标检测器成为近年的研究热点。针对目标回波和杂波的特点建立不同的模型, 在此基础上给出了不同的检测器。分布式目标信号可以建模为: 仅在距离维上扩展的分布式目标和在距离和多普勒维上同时扩展的分布式目标。杂波也

有以下两种常见的建模方法: 高斯杂波和非高斯杂波。对分布式目标检测的研究起始于对高斯杂波中的仅在距离维扩展的分布式目标检测的研究^[1]。随着距离分辨率不断提高, HRR 的杂波的概率密度函数 (Probability Density Function, PDF) 呈现出非对称、尖峰、长拖尾等一系列非高斯的特征, 非高斯杂波逐渐成为研究的热点^[2~4]; 随着子空间理论^[5,6]的不断完善, 分布式目标信号可以建模为在距离和多普勒维上同时扩展的子空间模型。文献[7,8]研究了在非高斯杂波背景中, 距离和多普勒维同时扩展的分布式目标检测问题。文献[9,10]引入了恒虚警检测中的排序的思想, 提高了检测效率。对

于分布式目标参数失配问题,文献[11,12]进行了深入的研究.

分布式目标在距离维上往往表现为稀疏分布,常用的检测方法是将目标所占据的所有的距离单元都进行积累,将杂波能量大于目标回波能量的低信杂比距离单元也进行积累会带来积累损失.为了更有效的积累目标能量,本文提出一种双门限检测的新方法,首先通过第一门限对最终的积累单元进行选择,而后将选出具有较强的回波能量的距离单元进行积累并与第二门限比较,做出目标有无的判决.

2 问题描述

假设分布式目标在距离和多普勒频率维同时扩展,则其在第 $t(t=1, \dots, L)$ 个距离单元中回波的第 $n(n=1, \dots, N)$ 次采样可以表示为

$$s_t(n) = \sum_{k=1}^{N_t} a_{t,k} \exp\{j2\pi(n-1)f_{t,k}\} \quad (1)$$

其中, L 是待检测分布式目标所占据的距离单元总数(距离维的扩展); t 是距离单元编号; N_t 是第 t 个距离单元内分布式目标的散射点总数目; $a_{t,k}$ 是第 t 个距离单元内第 $k(k=1, \dots, N_t)$ 个散射点的幅度; $f_{t,k}$ 为第 t 个距离单元内的第 k 个散射中心的无量纲的数字频率(多普勒频率维的扩展). 式(1)可以表示为子空间模型^[7]

$$s_t = \mathbf{U}_t \mathbf{b}_t, \quad t=1, \dots, L \quad (2)$$

其中,酉矩阵 \mathbf{U}_t 称为模式矩阵; \mathbf{b}_t 称为位置矢量. 本文中假设信号子空间 $\langle \mathbf{U}_t \rangle$ 及其维数 N_t 是已知的.

本文采用球不变随机变量(Spherically Invariant Random Vector, SIRV)的杂波模型来模拟非高斯杂波. 一个 SIRV 的雷达杂波可以用如下的乘积模型来表示

$$c_t = \sqrt{\tau_t} \mathbf{x}_t, \quad t=1, \dots, L \quad (3)$$

其中, \mathbf{x}_t 是散斑分量,且 $\mathbf{x}_t \sim \text{CN}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$; τ_t 是纹理分量.

假设可以获得与待检测的距离单元邻近的 LK 个辅助通道的观测 $\mathbf{z}_t(t=L+1, \dots, L(K+1))$. 该辅助通道数据不包含有用的目标信号,并且和待检测的主通道杂波散斑分量有相同的协方差矩阵结构. 则分布式目标的检测问题可以归结为如下的二元假设检验:

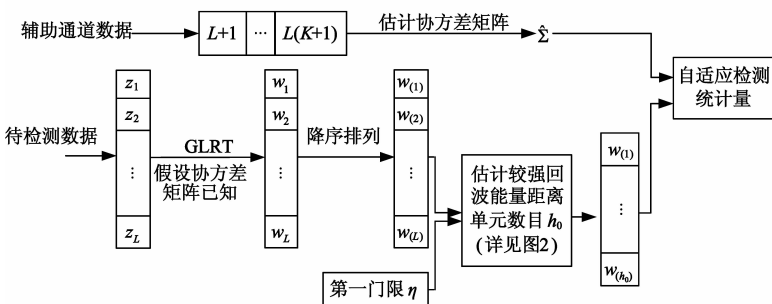


图1 dual-threshold GLRT检测器的原理框图

$$\begin{aligned} H_0: \mathbf{z}_t &= \mathbf{c}_t, \quad t=1, \dots, L(K+1) \\ H_1: \begin{cases} \mathbf{z}_t = \mathbf{s}_t + \mathbf{c}_t, & t=1, \dots, L \\ \mathbf{z}_t = \mathbf{c}_t, & t=L+1, \dots, L(K+1) \end{cases} \end{aligned} \quad (4)$$

其中 \mathbf{z}_t 是基带复数据观测矢量; \mathbf{s}_t 是分布式目标的有用信号矢量,用式(2)表示; \mathbf{c}_t 是 HRR 杂波,用式(3)表示.

3 检测器的构造

文献[7]基于 GLRT 提出 DSM-GLRT 检测器,其将每个待检测距离单元的检测统计量直接累加,没有考虑分布式目标在空间分布的能量的不均匀性对积累的影响. 本文针对这一问题对 DSM-GLRT 进行改进. 其原理框图如图 1 所示.

3.1 协方差矩阵已知的检测器构造

将目标散射点的幅度 a_t 建模为未知确定性散射点模型^[7],假设 \mathbf{z}_t 在各个待检测的距离分辨单元之间是相互统计独立的,则其在各个假设下的联合条件概率密度函数分别为

$$\begin{aligned} \prod_{t=1}^L f(\mathbf{z}_t | \tau_{t0}, H_0) &= \prod_{t=1}^L \frac{1}{(\pi \tau_{t0})^N |\boldsymbol{\Sigma}|} \exp\left(-\frac{\mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t}{\tau_{t0}}\right) \\ \prod_{t=1}^L f(\mathbf{z}_t | \tau_{t1}, \mathbf{b}_t; H_1) &= \prod_{t=1}^L \frac{1}{(\pi \tau_{t1})^N |\boldsymbol{\Sigma}|} \\ &\quad \cdot \exp\left[-\frac{(\mathbf{z}_t - \mathbf{U}_t \mathbf{b}_t)^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{z}_t - \mathbf{U}_t \mathbf{b}_t)}{\tau_{t1}}\right] \end{aligned}$$

其中, $(\cdot)^H$ 表示矩阵的共轭转置, $|\cdot|$ 表示矩阵的行列式.

假设 $\boldsymbol{\Sigma}$ 已知,将其它未知的参数用其最大似然(Maximum Likelihood, ML)估计代替, GLRT 的检验准则如下

$$\Lambda = \frac{\max_b \max_{\tau_1} \prod_{t=1}^L f(\mathbf{z}_t | \tau_{t1}, \mathbf{b}_t; H_1)}{\max_{\tau_0} \prod_{t=1}^L f(\mathbf{z}_t | \tau_{t0}, H_0)} \quad (5)$$

在 H_1 假设下, \mathbf{b}_t 和 τ_{t1} 的 ML 估计为

$$\begin{aligned} \hat{\mathbf{b}}_t &= (\mathbf{U}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{U}_t)^{-1} \mathbf{U}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t \\ \hat{\tau}_{t1} &= \frac{\mathbf{z}_t^H (\boldsymbol{\Sigma}^{-1} - \mathbf{Q}_t) \mathbf{z}_t}{N} \end{aligned} \quad (6)$$

其中, $\mathbf{Q}_t = \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{U}_t (\mathbf{U}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{U}_t)^{-1} \mathbf{U}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1}$. 在 H_0 假设下, τ_{t0} 的 ML 估计为

$$\hat{\tau}_{t0} = \frac{\mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t}{N} \quad (7)$$

用式(6)和式(7)中的 ML 估计代替式(5)中相应的未知参数,并经过化简可得

$$\ln \Lambda = -N \sum_{t=1}^L \ln\left(1 - \frac{\mathbf{z}_t^H \mathbf{Q}_t \mathbf{z}_t}{\mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t}\right) \quad (8)$$

对于某次检测而言, N 是一常数, N 对检测的影响完全体现在对门限的影响上,

故可忽略 N . 因为函数 $\ln(1-x)$ ($0 < x < 1$) 关于 x 是严格单调递减函数, 由于检验统计量的严格单调函数并不改变假设检验的判决结果, 则与式(8)等价的检验统计量为

$$\sum_{i=1}^L \frac{\mathbf{z}_i^H \mathbf{Q} \mathbf{z}_i}{\mathbf{z}_i^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_i} \stackrel{H_1}{\geq} T \quad (9)$$

其中, T 是满足给定虚警概率的门限. 为了表述方便, 记为

$$w_i = \frac{\mathbf{z}_i^H \mathbf{Q} \mathbf{z}_i}{\mathbf{z}_i^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_i} \quad (10)$$

对式(10)做白化变换, 令 $\mathbf{y}_i = \mathbf{L}^{-1} \mathbf{z}_i$. 其中下三角矩阵 \mathbf{L} 是散斑分量 \mathbf{x} 的归一化协方差矩阵的 Cholesky 分解因子, 即有 $\boldsymbol{\Sigma} = \mathbf{L}\mathbf{L}^H$. 白化滤波器 \mathbf{L}^{-1} 输出的信号矢量为 $\mathbf{q}_i = \mathbf{L}^{-1} \mathbf{s}_i = (\mathbf{L}^{-1} \mathbf{U}_i) \mathbf{b}_i = \mathbf{U}_{q_i} \mathbf{b}_i$. 其投影矩阵为

$\mathbf{P}_{q_i} = \mathbf{U}_{q_i} (\mathbf{U}_{q_i}^H \mathbf{U}_{q_i})^{-1} \mathbf{U}_{q_i}^H = \mathbf{L}^{-1} \mathbf{U}_i (\mathbf{U}_i^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{U}_i)^{-1} \mathbf{U}_i^H (\mathbf{L}^{-1})^H$
 则式(10)可以表示为

$$w_i = \frac{\mathbf{z}_i^H \mathbf{Q} \mathbf{z}_i}{\mathbf{z}_i^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_i} = \frac{\mathbf{y}_i^H \mathbf{P}_{q_i} \mathbf{y}_i}{\mathbf{y}_i^H \mathbf{y}_i}$$

事实上, w_i 是以下两个能量的比值: “白化”后信号向信号子空间投影的能量和“白化”后信号总能量. 因为分布式目标在空间分布的能量的不均匀性, 为了消除目标的低信杂比距离单元对检测性能的影响, 下面引入双门限检测, 第一门限用于剔除低信杂比距离单元, 第二门限给出目标有无的判决.

首先, 对 w_i ($i=1, \dots, L$) 按降序进行排序, 即

$$0 \leq w_{(L)} \leq \dots \leq w_{(1)} \leq 1 \quad (11)$$

$w_{(i)}$ 的下标 i 表示排列序号, $w_{(1)}$ 是其中数值最大的, $w_{(L)}$ 是最小的. 假设目标所占据的距离单元中那些引入的目标回波能量大于杂波能量的数目为 h_0 . 用下面的方法估计 h_0 :

(1) 给出预设的第一门限 η , η 的取值范围一般为 $0.8 \sim 1$;

(2) 对 $w_{(i)}$ 按照数值由大到小的顺序, 依次累加直到累加的和与 $w_{(i)}$ 的总和之比大于 η , 此时 $h_0 = i$. 具体步骤如图 2 所示.

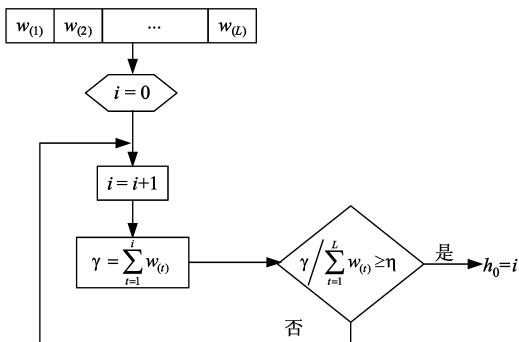


图2 h_0 的估计步骤流程图

则式(9)可以表示为

$$\Lambda_{\text{DH-GLRT}} = \sum_{i=1}^{h_0} w_{(i)} = \sum_{i=1}^{h_0} \frac{\mathbf{z}_{(i)}^H \mathbf{Q} \mathbf{z}_{(i)}}{\mathbf{z}_{(i)}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_{(i)}} \stackrel{H_1}{\geq} G \quad (12)$$

其中, $\mathbf{Q}_{(i)} = \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{U}_{(i)} (\mathbf{U}_{(i)}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{U}_{(i)})^{-1} \mathbf{U}_{(i)}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1}$, G 是根据式(9)门限修改后的门限, 即为第二门限. 将这一检测器称之为双门限 GLRT 检测器, 简记为 DH-GLRT 检测器.

3.2 DH-GLRT 虚警概率的计算

本节给出 DH-GLRT 的虚警概率, 首先考虑一种特殊情况 $h_0 = 1$, 然后再计算 $h_0 > 1$ 的一般情况.

(1) $h_0 = 1$

当 $h_0 = 1$ 时, 分布式目标就退化为点目标, 虚警概率为

$$P_{\text{fa}} = \Pr\{\Lambda_{\text{DH-GLRT}} > G | H_0\} = \Pr\{w > G\} \\ = \Pr\left\{\frac{\mathbf{y}^H \mathbf{P}_q \mathbf{y}}{\mathbf{y}^H \mathbf{y}} > G\right\} = \Pr\left\{\frac{\mathbf{y}^H \mathbf{P}_q \mathbf{y}}{\mathbf{y}^H (\mathbf{I} - \mathbf{P}_q) \mathbf{y}} > \frac{G}{1-G}\right\}$$

Scharf 已经证明: 在 H_0 假设下, 二次型 $\mathbf{y}^H \mathbf{P}_q \mathbf{y}$ 服从自由度为 $2r$ 的 χ^2 分布; $\mathbf{y}^H (\mathbf{I} - \mathbf{P}_q) \mathbf{y}$ 服从自由度为 $2(N-r)$ 的 χ^2 分布. 其中, r 是投影矩阵 \mathbf{P}_q 的秩, 即 $r = N_i$. 并且两个二次型是统计独立的. 于是, 统计量为

$$F = \frac{\mathbf{y}^H \mathbf{P}_q \mathbf{y} / 2r}{\mathbf{y}^H (\mathbf{I} - \mathbf{P}_q) \mathbf{y} / 2(N-r)} \quad (13)$$

服从自由度为 $[2r, 2(N-r)]$ 的 F 分布, 即统计量 F 的 PDF 为

$$f_F(x) = \frac{1}{B(r, N-r)} r^r (N-r)^{N-r} x^{r-1} (rx + N-r)^{-N} u(x)$$

其中, $u(x)$ 是单位阶跃函数, $B(r, N-r)$ 是 Beta 函数, 定义为

$$B(a, b) = \int_0^1 \zeta^{a-1} (1-\zeta)^{b-1} d\zeta, \quad a > 0, b > 0$$

由式(13), $h_0 = 1$ 的虚警概率可表示为

$$P_{\text{fa}} = \Pr\left\{F > \frac{G}{1-G} \left(\frac{N}{r} - 1\right)\right\} \\ = \Pr\{F > F_0\} = \int_{F_0}^{\infty} f_F(x) dx \quad (14)$$

其中, 门限 $F_0 = \frac{G}{1-G} \left(\frac{N}{r} - 1\right)$ 或原始门限 $G =$

$\frac{F_0}{F_0 - 1 + (N/r)}$ 可由积分方程式(14)反解.

(2) $h_0 > 1$

对于 $h_0 > 1$ 的一般情况, DH-GLRT 的虚警概率为

$$P_{\text{fa}} = \Pr\{\Lambda_{\text{DH-GLRT}} > G | H_0\} \\ = \Pr\left\{\sum_{i=1}^{h_0} \frac{\mathbf{y}_i^H \mathbf{P}_{q_i} \mathbf{y}_i}{\mathbf{y}_i^H \mathbf{y}_i} > G | H_0\right\} \quad (15)$$

为了下面的推导, 记

$$\Gamma(t) = \frac{\mathbf{y}_t^H \mathbf{P}_{q_t} \mathbf{y}_t}{\mathbf{y}_t^H (\mathbf{I} - \mathbf{P}_{q_t}) \mathbf{y}_t}, \quad t = 1, \dots, h_0$$

由式(13)知 $\Gamma(t) = [r/(N-r)]F$, 则 $\Gamma(t)$ 的 PDF 为

$$f_{\Gamma(t)}(x) = \frac{r_t}{N-r_t} \frac{1}{B(r_t, N-r_t)} x^{r_t-1} (x+1)^{-N} u(x) \text{ 显然,}$$

$w(t) = \frac{\Gamma(t)}{\Gamma(t)+1}$. 则 $w(t)$ 的 PDF 为

$$f_{w(t)}(y) = \begin{cases} \frac{r_t}{N-r_t} \frac{1}{B(r_t, N-r_t)} y^{r_t-1} (1-y)^{N-r_t+1}, & 0 < y \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

在本文的假设下可以认为距离单元内目标散射点总数目 $N_t = r_t$. 有序统计量 $w(t)$ 的联合 PDF 为

$$f(w_{(1)}, \dots, w_{(h_0)}) = h_0! \prod_{t=1}^{h_0} f_{w(t)}(y) \quad (16)$$

由此得到 DH-GLRT 在 $h_0 > 1$ 情况下的虚警概率

$$P_{fa} = \int_{G/h_0}^1 f(w_{(1)}, \dots, w_{(h_0)}) dy \quad (17)$$

式(17)表明, 本文所提出的 DH-GLRT 检测器的虚警概率只由一组维参数 $\{h_0, N, N_t\}$ 来决定, DH-GLRT 检测器具有对杂波的 CFAR 能力.

3.3 DH-GLRT 的自适应

辅助通道数据, $z_t (t = L+1, \dots, L(K+1))$, 用来估计 Σ 以代替假设已知的 Σ 来实现检测器的自适应. 采用递归最大似然估计法^[13,14]来估计 Σ , 即

$$\hat{\Sigma}(i+1) = \frac{N}{LK} \sum_{t=L+1}^{L(K+1)} \frac{z_t z_t^H}{z_t^H \hat{\Sigma}(i)^{-1} z_t}, i = 0, \dots, N_u \quad (18)$$

设定初始值 $\hat{\Sigma}(0) = \frac{N}{LK} \sum_{t=L+1}^{L(K+1)} \frac{z_t z_t^H}{z_t^H z_t}$, 循环次数 $N_u = 3$. 文献[13,14]已经证明递归最大似然估计法对杂波功率水平和杂波协方差矩阵结构都具有 CFAR 特性. 用式(18)中 $\hat{\Sigma}$ 代替式(12)中的假设已知杂波散斑分量的协方差矩阵 Σ , 得到分布式目标的自适应 DH-GLRT 检测器 (ADH-GLRT) 为

$$\Delta_{\text{ADH-GLRT}} = \sum_{t=1}^{h_0} \frac{z_t^H \hat{Q} z_t}{z_t^H \hat{\Sigma}^{-1} z_t} \stackrel{H_1}{\geq} G$$

其中 $\hat{Q}_{(t)} = \hat{\Sigma}^{-1} U_{(t)} (U_{(t)}^H \hat{\Sigma}^{-1} U_{(t)})^{-1} U_{(t)}^H \hat{\Sigma}^{-1}$.

4 仿真分析

本节将通过 Monte-Carlo 仿真 ADH-GLRT 的性能, 并与 DSM-GLRT 进行比较, 说明所提出的检测器的有效性和鲁棒性.

4.1 仿真参数设置

假设目标占据 L 个距离单元, 杂波分布在每个距离单元中; L 个距离单元中目标散射点的幅度为服从自由度为 $2m$ 的 χ^2 起伏的独立同分布的随机矢量; 目标的总能量为 ϵ , 是 L 个距离单元中目标能量的和, 即 $\epsilon = \sum_{t=1}^L \epsilon_t = \sum_{t=1}^L s_t^H \Sigma^{-1} s_t$. 在 $L = 10$ 的情况下, 表 1 给出

了四种典型的 MDS 模型, 其数值表示对应的距离单元中目标能量所占目标总能量的百分比; 表 2 给出了每个距离单元中各散射点的归一化无量纲的数字频率和散射点数目. 在仿真过程中假设信号模式矩阵已知.

表 1 MDS 模型 ($L = 10$)

MDS 模型	距离单元序号									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	距离单元目标能量比(ϵ_t/ϵ)%									
MDS 1	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10
MDS 2	2	5	7	10	25	25	10	8	5	3
MDS 3	2	3	5	10	30	30	10	5	3	2
MDS 4	2	3	3	7	35	35	8	3	2	2

表 2 距离单元散射点归一化频率和散射点数目 ($L = 10$)

距离单元序号	多普勒频率	散射点数
1	[0.1]	1
2	[0.1, 0.2]	2
3	[0.1, 0.2, 0.3]	3
4	[0.1, 0.2, 0.3]	3
5	[0.2, 0.3]	2
6	[0.2, 0.3]	2
7	[0.1, 0.2, 0.3]	3
8	[0.1, 0.2, 0.3]	3
9	[0.1, 0.2]	2
10	[0.1]	1

用 K 分布来模拟非高斯杂波. K 分布杂波的形状参数为 v , 尺度参数为 b , 杂波的平均功率为 $\sigma^2 = E(\tau) = v/c^2$, 其中 $c = b\sqrt{\pi/2}$. 信杂比 SCR(dB) 定义为

$$\text{SCR(dB)} = 10 \log_{10} \frac{\sum_{t=1}^{h_0} s_t^H \Sigma^{-1} s_t}{Nh_0 \sigma^2}$$

为了尽量消除 Monte Carlo 仿真实验的随机性对估计检测概率的影响, 在仿真中我们估计检测概率 P_d 和门限的仿真实验次数为 $100/P_d$ 和 $100/P_{fa}$ 次. 为了减少计算量, 设定 $P_{fa} = 10^{-4}$.

4.2 仿真结果及分析

首先分析第一门限 η 的设定对 ADH-GLRT 检测性能的影响. 图 3 仿真了 ADH-GLRT 在表 1 给出的 4 种不同 MDS 模型情况下的检测概率与信杂比曲线, 其中图 3(a) 中比较的是 $\eta = 0.9$ 和 $\eta = 0.95$, 图 3(b) 是 $\eta = 0.9$ 和 $\eta = 0.85$. 从图中我们可以看出当 $\eta = 0.9$ 时, 在给定情况下性能最好. 在以后的仿真中不妨令 $\eta = 0.9$. 从图中我们还可以看出在 η 相同的情况下, 不同的 MDS 模型对检测性能的影响. MDS 1 模型的性能最好, MDS 4 模型的性能最差. 检测性能的好坏与目标能量在各个距离单元中的分布有直接的关系. 能量在不同距离单元的分布越均匀, 检测性能也就相应的越高. 这主要是由于目标能量均匀分布, 其占据的有效距离单元数目最大, 能量积累效率最高. 事实上, 各个距离单元中分

布的目标能量是不可能完全一样的.不失一般性,在以下的仿真中,我们使用 MDS 2 模型.

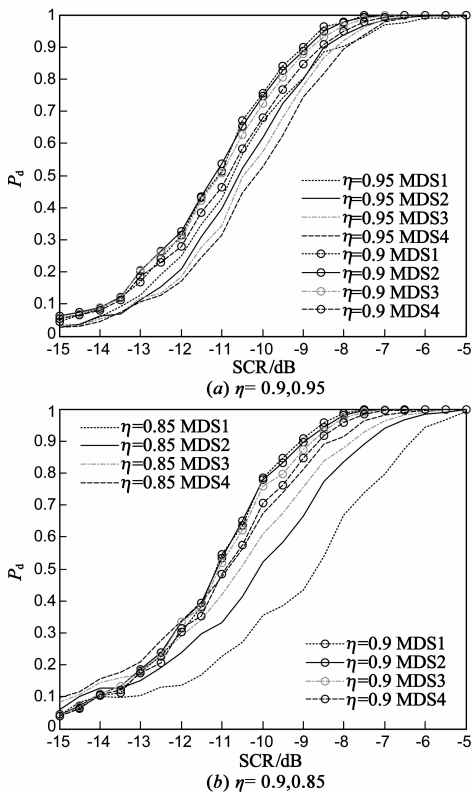


图3 ADH-GLRT在不同MDS模型下的检测概率与信杂比曲线, $N=16, K=8, L=10, v=2, m=1, \eta$ 为参数

下面通过与文献[7]提出的 DSM-GLRT 检测器在匹配和目标长度 L 失配的情况下的比较来说明本文提出的 ADH-GLRT 检测器的有效性和鲁棒性.图 4 给出了 ADH-GLRT 检测器与 DSM-GLRT 检测器在匹配情况下对表 1 中的 4 种不同 MDS 模型的检测概率与信杂比曲线.由图 4 可知,当分布式目标的能量在各个距离单元中的分布不均匀时,与 DSM-GLRT 检测器相比,ADH-GLRT 检测器性能有显著改善.这是因为 ADH-GLRT 检测器通过设置固定的第一门限对有效距离单元数目进行估计,动态的第二门限形成最终的判决.与 DSM-GLRT 检测器相比其主要优势在于:ADH-GLRT 检测器可以自适应估计目标强散射点所占据的距离单元,对最终积累的距离单元进行选择,剔除了那些引入杂波的能量大于目标能量的距离单元,提高对空间分布稀疏的分布式目标的检测性能.

图 5 仿真分析了两个检测器在目标长度 L 失配的情况下的检测性能.在 $L = 10$ 的情况下,我们首先假设了三种目标模型:目标 1 是匹配情况,目标 2 和目标 3 都存在不同程度的失配,目标 2 实际占据 8 个距离单元而目标 3 占据 6 个距离单元(见表 3).从图中可以看

出:在目标长度失配的情况下 ADH-GLRT 检测器的检测性能要明显优于 DSM-GLRT. L 的失配会引起 ADH-GLRT 检测器的检测性能下降,但是 ADH-GLRT 的性能损失要明显少于 DSM-GLRT,因此 ADH-GLRT 检测器在目标长度失配的情况下具有更好的鲁棒性.

表 3 不同目标的多普勒频率和能量分布

距离单元序号	多普勒频率	距离单元目标能量比(%)		
		目标 1	目标 2	目标 3
1	[0.1]	2	0	0
2	[0.1, 0.2]	5	2	0
3	[0.1, 0.2, 0.3]	7	5	2
4	[0.1, 0.2, 0.3]	10	15	13
5	[0.2, 0.3]	25	30	35
6	[0.2, 0.3]	25	30	35
7	[0.1, 0.2, 0.3]	10	10	12
8	[0.1, 0.2, 0.3]	8	5	3
9	[0.1, 0.2]	5	3	0
10	[0.1]	3	0	0

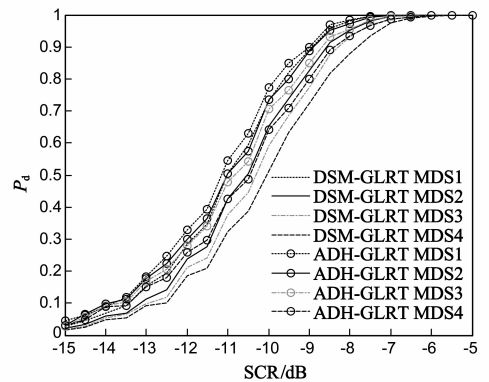


图4 匹配情况下ADH-GLRT与DSM-GLRT性能比较 $\eta=0.9, N=16, K=8, L=10, m=1, v=2$

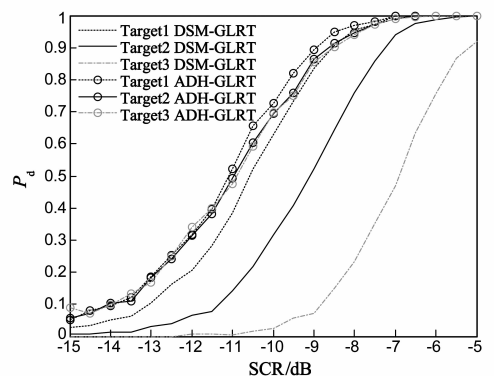


图5 L 失配情况下ADH-GLRT与DSM-GLRT性能比较, $\eta=0.9, N=16, K=8, v=2, m=1$

5 结束语

本文研究了非高斯杂波中的分布式目标检测问题.通过设置固定的第一门限对有效距离单元数目进行估计,动态的第二门限形成最终的判决.通过 Monte

Carlo 仿真说明了 ADH-GLRT 检测器的以下特性:

(1)第一门限的设定对检测性能存在一定的影响,对于本文假设的情况 $\eta = 0.9$ 是合理的;

(2)检测性能与分布式目标的能量分布有关,能量分布越均匀检测性能越高;

(3)ADH-GLRT 检测器通过设置固定的第一门限对有效距离单元数目进行估计,动态的第二门限形成最终的判决;与 DSM-GLRT 检测器相比,其具有较好的鲁棒性.

参考文献

- [1] Huges P. A High-Resolution radar detection strategy[J]. IEEE Trans on AES, 1983, 19(5): 663 - 667.
- [2] Gerlach K. Spatially distributed targets detection in non-Gaussian clutter[J]. IEEE Trans on AES, 1999, 35(3): 926 - 934.
- [3] Conte E, De Maio A, Ricci G. CFAR detection of distributed targets in non-Gaussian disturbance[J]. IEEE Trans on AES, 2002, 38(2): 612 - 621.
- [4] 陈远征, 范红旗, 付强. 复合高斯杂波下距离扩展目标的 OM-GLRT[J]. 信号处理, 2008, 24(5): 718 - 721.
Chen Yuan-zheng, Fan Hong-qi, Fu Qiang. Order-statistic-based detector for range spread target[J]. Signal Processing, 2008, 24(5): 718 - 721. (in Chinese)
- [5] Scharf L, Friedlander B. Matched subspace detectors[J]. IEEE Transactions on SP, 1994, 42(8): 2146 - 2157.
- [6] Gini F, Farina A. Vector subspace detection in compound-Gaussian clutter. Part I: Survey and new results[J]. IEEE Trans on AES, 2002, 38(4): 1295 - 1311.
- [7] Bon N, Khenchaf A, Garelo R. GLRT subspace detection for range and Doppler distributed targets[J]. IEEE Trans on AES, 2008, 44(2): 678 - 695.
- [8] Guan Jian, Zhang Yanfei, Huang Yong. Adaptive subspace detection of range-distributed target in compound-Gaussian clutter [J]. Digital Signal Processing(Elsevier), 2009, 19: 66 - 78.
- [9] 戴奉周, 刘宏伟, 吴顺君. 一种基于顺序统计量的距离扩展目标检测器[J]. 电子与信息学报, 2009, 31(10): 2488 - 2492.
Dai Feng-zhou, Liu Hong-wei, Wu Shun-jun. OM-GLRT of range spread targets in compound Gaussian clutter[J]. Journal of Electronics & Information Technology, 2009, 31(10): 2488 - 2492. (in Chinese)

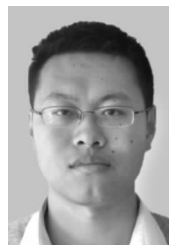
- [10] He You, Jian Tao, Su Feng, et al. Novel range-spread target detectors in non-Gaussian clutter[J]. IEEE Trans on AES, 2010, 46(3): 1312 - 1328.
- [11] 夏宇垠, 冯大政, 李涛. 一种基于高分辨距离像数据的稳健检测算法[J]. 电子学报, 2010, 38(3): 672 - 677.
Xia Yu-yin, Feng Da-zheng, Li Tao. A robust detection method for HRRP data[J]. Acta Electronica Sinica, 2010, 38(3): 672 - 677. (in Chinese)
- [12] 简涛, 何友, 苏峰, 等. 非高斯杂波下距离扩展目标检测器的失配性能分析[J]. 电子学报, 2010, 38(7): 1478 - 1482.
Jian Tao, He You, Su Feng, et al. Performance assessment of range-spread target detector for unwanted signal in non-Gaussian[J]. Acta Electronica Sinica, 2010, 38(7): 1478 - 1482. (in Chinese)
- [13] Pascal F, Chitour Y, Forster P, et al. Covariance structure maximum-likelihood estimates in compound Gaussian noise: existence and algorithm analysis [J]. IEEE Trans on SP, 2008, 56(1): 34 - 48.
- [14] Shuai Xiaofei, Kong Lingjiang, Yang Jianyu. Performance analysis of GLRT-based adaptive detector for distributed targets in compound-Gaussian clutter[J]. Signal Processing(Elsevier), 2010, 90: 16 - 23.

作者简介



关 键 男, 1968 年生, 辽宁锦州人, 教授, 博士生导师, 主要研究方向为雷达目标检测与跟踪、侦察图像处理和信息融合. 获全国优秀博士学位论文奖, 新世纪百千万人才工程国家级人选.

E-mail: guanjian96@tsinghua.org.cn



张晓利 男, 1981 年生, 山东栖霞人, 博士, 主要研究方向为雷达信号处理.

E-mail: zxl_1239@163.com