

## 复合高斯杂波下基于 GLRT 的扩展目标检测

陈远征 陈建军 付强  
(国防科学技术大学 ATR 实验室 长沙 410073)

**摘要:** 广义似然比检测(Generalized Likelihood Ratio Test, GLRT)是解决复合高斯杂波下扩展目标检测问题的一种有效方法,而当目标速度未知时,经典的 GLRT 失效。该文针对目标速度未知的情形,提出了一种基于广义特征值分解的扩展目标多普勒频率估计算法,可有效估计多普勒频率,并以此为基础设计了一种 R-GLRT(Robust GLRT)检测器。仿真结果表明了这种检测器的有效性。

**关键词:** 目标检测; 扩展目标; 复合高斯杂波

中图分类号: TN957.51

文献标识码: A

文章编号: 1009-5896(2010)06-1327-05

DOI: 10.3724/SP.J.1146.2009.00832

## Detection of Range Spread Target Based on GLRT in Compound-Gaussian Clutter

Chen Yuan-Zheng Chen Jian-Jun Fu Qiang  
(The ATR Lab of National University of Defense Technology, Changsha 410073, China)

**Abstract:** GLRT is an efficient method to resolve the detection issue of range spread targets in compound Gaussian clutter. But normal GLRT will be out of action when the velocity of target is unknown. Farther research is performed under this situation. An estimation algorithm of Doppler frequency based on general eigenvalue decomposition is proposed, which can estimate Doppler frequency effectively. And a Robust GLRT (R-GLRT) detector is designed. The results of simulation show the effectiveness of this detector.

**Key words:** Target detection; Range spread target; Compound-Gaussian clutter

### 1 引言

杂波下的信号检测一直都是雷达系统设计者所关注的重点和难点。为了消除杂波的影响,通常利用运动目标和背景杂波在径向速度上的差别,如动目标检测(Moving Target Detector, MTD)技术。但是,当目标的径向速度很小或为零时,就无法利用速度区分目标和背景杂波。在反舰末制导雷达中,目标的速度和弹载雷达平台的速度相比很小,目标和背景杂波的频谱混叠在一起,经典的 MTD 技术无法将目标的多普勒谱线移至杂波区外。因此,在末制导雷达中,常采用脉冲压缩技术获取距离上的高分辨以降低单元杂波的平均功率,进而提高雷达在杂波下的探测能力。

在雷达检测技术发展的早期,由于缺乏足够的实验数据,为分析方便起见,高斯模型和瑞利模型是常用的杂波统计分布模型。然而,随着雷达技术的迅猛发展,尤其是高分辨雷达的广泛应用,人们

发现,在大多数场合下,雷达测量得到的杂波数据的统计分布具有较长的拖尾,大大偏离了高斯分布。比如海杂波,人们通过对大量的海杂波实测数据的分析发现,在低入射余角下,高分辨雷达照射的海杂波并不是一个简单的平稳随机过程,用复合高斯分布来模拟它与真实的杂波信号有很高的吻合度,且在杂波散射机理上可以得到很好的解释<sup>[1]</sup>。复合高斯分布主要由一个时域和空域上相对“慢变化”且非负的结构分量(通常是 Gamma 分布)调制一个“相对快变化”的散斑分量(通常是高斯分布,满足中心极限定理)复合而成<sup>[2]</sup>。它考虑了样本间的相关特性,具有良好的解析性,且与高斯过程具有类似的性质,为雷达设计者所广泛采用。因此,近年来,复合高斯杂波下的扩展目标检测已成为众多学者讨论的热点问题之一。

以 Conte 等人为代表的学者提出了一系列基于广义似然比检验(Generalized Likelihood Ratio Test, GLRT)的检测方法来解决复合高斯杂波下扩展目标的检测问题<sup>[3-5]</sup>,不妨统称为 GLRT,其基本思想就是用各假设下的最大似然估计(Maximum Likelihood Estimation, MLE)来取代未知参量。这

类检测方法多用于相参雷达体制,且在已知方向矢量(Steering Vector, SV)的前提下有着较好的检测性能,但是在某些应用场合下,SV失配甚至未知,此时,GLRT的性能将严重下降<sup>[6]</sup>。相参雷达的SV均可用 $\mathbf{p} = [1, e^{j\theta}, \dots, e^{j(N-1)\theta}]^T / \sqrt{N}$ 来表示,只不过 $\theta$ 的含义有所不同:相控阵雷达体制下, $\theta$ 为波达方向角;相参Chirp雷达体制下, $\theta$ 为多普勒相位。特别地,这里将相参Chirp雷达体制下的SV称为DSV(Doppler SV)以示区别。

De Maio等人系统分析了相控阵雷达下SV的失配原因<sup>[6]</sup>,在此基础上,Bandiera等人研究了圆锥约束条件下的扩展目标检测算法<sup>[7,8]</sup>。与相控阵雷达不同,相参Chirp雷达的DSV失配原因为:由于目标速度一般未知,且通过其它手段获得的目标速度与真实值之间存在一定的差异,若雷达频段较高而脉冲重复频率较低,则较小的速度差异将导致较大的多普勒频率差异,进而造成SV的失配。本文用 $\Delta\theta$ 的大小来表示多普勒相位失配的程度。

相参Chirp雷达体制下,如果 $V$ 未知或者 $\Delta V$ 的范围较大,则失配的约束条件只能满足正则约束条件,此时,DSV失配与DSV未知等价,本文将系统研究复合高斯杂波下DSV未知时扩展目标的GLRT。全文安排如下:第2节简要介绍了假设检验及相关模型;第3节应用两步法推导了未知DSV条件下基于GLRT的检测器结构,并提出了一种基于广义特征值分解的扩展目标多普勒频率估计算法;第4节对检测器的检测性能进行了仿真;最后总结全文得出结论。

## 2 假设检验模型

假定各距离分辨单元散射中心未发生距离走动,并考虑如下的假设检验模型:

$$\left. \begin{aligned} H_0 : \mathbf{z}_t = \mathbf{n}_t \quad t = 1, \dots, L+R \\ H_1 : \begin{cases} \mathbf{z}_t = \alpha_t \mathbf{p} + \mathbf{n}_t & t = 1, \dots, L \\ \mathbf{z}_t = \mathbf{n}_t & t = L+1, \dots, L+R \end{cases} \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

式中 $t$ 表示距离分辨单元序号, $L$ 为目标占据的距离分辨单元个数, $R$ 为辅助杂波占据的距离分辨单元个数,一般要求 $R \geq N$ ;  $N \times 1$ 矢量 $\mathbf{z}_t$ 表示连续 $N$ 个相参脉冲在第 $t$ 个距离单元的回波采样, $\mathbf{p}$ 为DSV, $\alpha_t, t = 1, \dots, L$ 为未知的确定的信号复幅度(由目标和信号通道共同决定),各单元散射中心相互独立; $\mathbf{n}_t, t = 1, \dots, L+R$ 为独立的零均值复高斯矢量,具有循环特性<sup>[4]</sup>,一般假定其方差阵为正定的Hermite矩阵,并定义为

$$E[\mathbf{n}_t \mathbf{n}_t^H] = \sigma_t^2 \boldsymbol{\Sigma}, \quad t = 1, \dots, L+R \quad (2)$$

式中 $(\cdot)^H$ 表示共轭转置; $\boldsymbol{\Sigma}$ 表示各距离分辨单元杂波的协方差矩阵; $\sigma_t^2$ 表示各距离分辨单元杂波方差,即平均功率。这里假设 $\forall t_1, t_2 \in \{1, 2, \dots, L+R\}, t_1 \neq t_2, \sigma_{t_1}^2 \neq \sigma_{t_2}^2$ 。

## 3 基于GLRT的扩展目标检测器设计

### 3.1 过程推导

类似于文献[4],借助两步法求解GLRT。

第1步假设 $\boldsymbol{\Sigma}$ 已知。根据统计检测理论,GLRT表达式为

$$\frac{\max_{f_d} \max_{\alpha} \max_{\{\sigma_t^2\}_{t=1, \dots, L}} p(\mathbf{Z} | \boldsymbol{\Sigma}, \{\sigma_t^2\}_{t=1, \dots, L}, \alpha, f_d, H_1)}{\max_{\{\sigma_t^2\}_{t=1, \dots, L}} p(\mathbf{Z} | \boldsymbol{\Sigma}, \{\sigma_t^2\}_{t=1, \dots, L}, H_0)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} G \quad (3)$$

式中 $G$ 为与虚警概率有关的检测门限, $\mathbf{Z}$ 为观测矩阵,且有

$$\left. \begin{aligned} p(\mathbf{Z} | \boldsymbol{\Sigma}, \{\sigma_t^2\}_{t=1, \dots, L}, \alpha, f_d, H_1) \\ = \prod_{t=1}^L \frac{1}{(\pi \sigma_t^2)^N \|\boldsymbol{\Sigma}\|} \exp \left\{ -\frac{(\mathbf{z}_t - \alpha_t \mathbf{p})^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{z}_t - \alpha_t \mathbf{p})}{\sigma_t^2} \right\} \\ p(\mathbf{Z} | \boldsymbol{\Sigma}, \{\sigma_t^2\}_{t=1, \dots, L}, H_0) \\ = \prod_{t=1}^L \frac{1}{(\pi \sigma_t^2)^N \|\boldsymbol{\Sigma}\|} \exp \left\{ -\frac{\mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t}{\sigma_t^2} \right\} \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

首先求解未知参量 $\{\sigma_t^2\}_{t=1, \dots, L}$ 在各假设下的MLE分别为 $\hat{\sigma}_t^2 | H_0 = \mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t$ ;  $\hat{\sigma}_t^2 | H_1 = (\mathbf{z}_t - \beta_t \mathbf{p})^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{z}_t - \beta_t \mathbf{p})$ 。

于是,式(3)可写成

$$\max_{f_d} \max_{\alpha} \prod_{t=1}^L \frac{(\mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t)^N}{\left( (\mathbf{z}_t - \alpha_t \mathbf{p})^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{z}_t - \alpha_t \mathbf{p}) \right)^N} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} G \quad (5)$$

从而, $\alpha$ 和 $f_d$ 的联合估计由式(6)确定。

$$(\hat{\alpha}, \hat{f}_d) = \arg \min_{(\alpha, f_d)} \left\{ \sum_{t=1}^L (\mathbf{z}_t - \alpha_t \mathbf{p})^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{z}_t - \alpha_t \mathbf{p}) \right\} \quad (6)$$

容易求得 $\alpha$ 和 $f_d$ 的MLE分别为

$$\hat{\alpha}_t | \boldsymbol{\Sigma} = \frac{\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t}{\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}} \quad (7a)$$

$$\hat{f}_d | \boldsymbol{\Sigma} = \arg \max_{0 \leq f_d < 1} \left\{ \sum_{t=1}^L \frac{|\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t|^2}{\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}} \right\} \quad (7b)$$

将式(7a)和式(7b)代入式(5),化简整理后可得

$$\prod_{t=1}^L \frac{\mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t}{\mathbf{z}_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t - \frac{|\hat{\mathbf{p}} | \boldsymbol{\Sigma} |^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t|^2}{(\hat{\mathbf{p}} | \boldsymbol{\Sigma})^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\hat{\mathbf{p}} | \boldsymbol{\Sigma})}} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} G \quad (8)$$

式中  $\hat{\mathbf{p}} | \Sigma = [1, e^{j2\pi\hat{f}_d\Sigma}, \dots, e^{j2\pi(N-1)\hat{f}_d\Sigma}]^T / \sqrt{N}$ 。

第2步 利用辅助杂波数据估计  $\Sigma$ 。

假设杂波功率谱关于  $f = 0$  对称, 则类似于文献[3], 可以得到  $\Sigma$  的估计表达式为

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{R} \sum_{t=L+1}^{L+R} \frac{\mathbf{z}_t^{(1)} \mathbf{z}_t^{(1)\top}}{\left\| \left( \mathbf{z}_t^{(2)} \mathbf{z}_t^{(2)\top} \right)_{PP} \right\|^{1/P}} \quad (9)$$

式中集合  $P \subset \{1, \dots, N\}$ ,  $\bar{P}$  表示  $P$  的补集,  $\bar{P} \cup P = \{1, \dots, N\}$ ,  $P$  为  $P$  的势;  $\forall i \in \bar{P}$ ,  $\mathbf{A}_{PP}$  表示剔除矩阵  $\mathbf{A}$  第  $i$  行和第  $i$  列后的矩阵。 $\mathbf{z}_t^{(1)}$  和  $\mathbf{z}_t^{(2)}$  分别表示  $\mathbf{z}_t$  的实部和虚部。这里  $P = 1$ 。  $\forall P \subset \{1, \dots, N\}$ , 行列式  $\left\| \left( \mathbf{z}_t^{(2)} \mathbf{z}_t^{(2)\top} \right)_{PP} \right\|, t = 1, \dots, L$  是以概率 1 正定的。

将式(9)代入式(7b), 可以得到

$$\hat{f}_d = \arg \max_{0 \leq f_d < 1} \left\{ \sum_{t=1}^L \frac{\left| \mathbf{p}^H \hat{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t \right|^2}{\mathbf{p}^H \hat{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}} \right\} \quad (10)$$

从而,  $\hat{\mathbf{p}} = [1, e^{j2\pi\hat{f}_d}, \dots, e^{j2\pi(N-1)\hat{f}_d}]^T / \sqrt{N}$ , 于是, 可以得到最终的 GLRT 表达式。

$$\prod_{t=1}^L \frac{\mathbf{z}_t^H \hat{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t}{\mathbf{z}_t^H \hat{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t - \frac{\left| \hat{\mathbf{p}}^H \hat{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t \right|^2}{\hat{\mathbf{p}}^H \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\mathbf{p}}}} \stackrel{H_1}{\geq} G_1 \quad (11)$$

$G_1$  为相应的检测门限。

由式(11)可知, 检验统计量与多普勒频率无关, 因此将之称为 R-GLRT (Robust GLRT)。与经典的 GLRT<sup>[4]</sup>相比, R-GLRT 多了一步  $f_d$  的估计, 正是这一步, 有效地解决了 DSV 未知条件下的扩展目标检测问题。

### 3.2 多普勒频率估计

当利用式(10)估计多普勒频率时, 有以下性质成立。

**性质 1** 设目标真实的多普勒频率为  $f_{d0}$ , 则由式(10)确定的  $\hat{f}_d$  满足  $E\{\hat{f}_d\} = f_{d0}$ 。

**证明** 由于  $\hat{\Sigma}$  为依概率 1 的正定 Hermite 矩阵<sup>[3]</sup>, 所以  $\hat{\Sigma}^{-1}$  亦为正定的 Hermite 矩阵, 于是,

$$E\{\hat{f}_d\} = \arg \max_{0 \leq f_d < 1} E \left\{ \sum_{t=1}^L \frac{\left| \mathbf{p}^H \hat{\Sigma}^{-1} \mathbf{z}_t \right|^2}{\mathbf{p}^H \hat{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}} \right\} \quad (12)$$

令  $\mathbf{A} = \hat{\Sigma}^{-1}$ , 则经简化推导后, 可得

$$\begin{aligned} E\{\hat{f}_d\} &= \arg \max_{0 \leq f_d < 1} \left\{ \sum_{t=1}^L |\alpha_t|^2 \frac{\mathbf{p}^H \mathbf{B} \mathbf{p}}{\mathbf{p}^H \mathbf{A} \mathbf{p}} \right\} \\ &= \arg \max_{0 \leq f_d < 1} \left\{ \frac{\mathbf{p}^H \mathbf{B} \mathbf{p}}{\mathbf{p}^H \mathbf{A} \mathbf{p}} \right\} \end{aligned} \quad (13)$$

式中  $\mathbf{B} = \mathbf{A} \mathbf{p}_0 \mathbf{p}_0^H \mathbf{A}$ 。  $\mathbf{p}_0 = [1, e^{j2\pi f_{d0}}, \dots, e^{j(N-1)2\pi f_{d0}}]^T / \sqrt{N}$  为目标真实的 DSV。

由于  $\mathbf{B}^H = (\mathbf{A} \mathbf{p}_0 \mathbf{p}_0^H \mathbf{A})^H = \mathbf{A}^H \mathbf{p}_0 \mathbf{p}_0^H \mathbf{A}^H = \mathbf{A} \mathbf{p}_0 \mathbf{p}_0^H \mathbf{A} = \mathbf{B}$ , 所以  $\mathbf{B}$  亦为 Hermite 矩阵。令  $f(\mathbf{p}) = \mathbf{p}^H \mathbf{B} \mathbf{p} / (\mathbf{p}^H \mathbf{A} \mathbf{p})$ , 则  $f(\mathbf{p})$  满足广义瑞利商的定义<sup>[9]</sup>。根据广义 Rayleigh 商的性质,  $f(\mathbf{p})$  为  $\mathbf{p}$  的连续函数, 且最大值存在。

对  $f(\mathbf{p})$  求关于复矢量  $\mathbf{p}$  的偏导, 可得

$$\frac{\partial f(\mathbf{p})}{\partial \mathbf{p}} = \frac{(\mathbf{p}^H \mathbf{A} \mathbf{p} \mathbf{B}^T - \mathbf{p}^H \mathbf{B} \mathbf{p} \mathbf{A}^T) \mathbf{p}^*}{(\mathbf{p}^H \mathbf{A} \mathbf{p})^2} \quad (14)$$

令  $\frac{\partial f(\mathbf{p})}{\partial \mathbf{p}} = 0$ , 则

$$\mathbf{p}^H \mathbf{A} \mathbf{p} \mathbf{A}^T \mathbf{p}_0^* \mathbf{p}_0^T \mathbf{A}^T \mathbf{p}^* - \mathbf{p}^H \mathbf{A} \mathbf{p}_0 \mathbf{p}_0^H \mathbf{A} \mathbf{p} \mathbf{A}^T \mathbf{p}^* = 0 \quad (15)$$

显然, 在约束  $\|\mathbf{p}\|_2 = 1$  下,  $\mathbf{p} = \mathbf{p}_0$  时式(15)成立, 因此  $\mathbf{p} = \mathbf{p}_0$  是  $f(\mathbf{p})$  的驻点。于是, 根据文献[9]中的定理 6.21,  $f(\mathbf{p}_0) = \mathbf{p}_0^H \mathbf{A} \mathbf{p}_0$  是  $\mathbf{B} \mathbf{p} = \lambda \mathbf{A} \mathbf{p}$  的广义特征值,  $\mathbf{p}_0$  是属于  $f(\mathbf{p}_0)$  的广义特征向量。又由于矩阵  $\mathbf{p}_0 \mathbf{p}_0^H$  的秩为 1, 矩阵  $\mathbf{B}$  相对于矩阵  $\mathbf{A}$  的只有一个非零的广义特征值  $\mathbf{p}_0^H \mathbf{A} \mathbf{p}_0$ , 根据文献[9]中的定理 6.20,  $f(\mathbf{p}) \leq \mathbf{p}_0^H \mathbf{A} \mathbf{p}_0$ , 当且仅当  $f_d = f_{d0}$  时等号成立。所以  $E\{\hat{f}_d\} = f_{d0}$ 。

性质 1 及其证明过程表明:  $\mathbf{p}_0^H \mathbf{A} \mathbf{p}_0$  为矩阵  $\mathbf{B}$  相对于矩阵  $\mathbf{A}$  的最大的广义特征值,  $\mathbf{p}_0$  为与之对应的广义特征向量。在此基础上, 本文提出一种基于广义特征值分解的  $f_d$  估计算法, 具体实现步骤如下:

步骤 1 根据实际杂波功率谱的特点, 估计  $\Sigma$ ;

步骤 2 令  $\mathbf{A} = \hat{\Sigma}^{-1}$ ,  $\mathbf{C} = \mathbf{A} \left( \sum_{t=1}^L \mathbf{z}_t \mathbf{z}_t^H \right) \mathbf{A}$ , 求解

矩阵  $\mathbf{C}$  相对于矩阵  $\mathbf{A}$  的广义特征值分解, 得到广义特征值  $\{\lambda_n\}_{n=1, \dots, N}$  及对应的广义特征向量  $\{\mathbf{v}_n\}_{n=1, \dots, N}$ ;

步骤 3 若最大特征值为  $\lambda_N$ , 与  $\lambda_N$  对应的广义特征向量为  $\mathbf{v}_N$ , 根据广义特征值及广义特征向量的性质,  $\mathbf{v}_N$  和  $\mathbf{p}_0$  具有方向一致性(推导过程略), 所以用补零 FFT 变换求解向量  $\mathbf{v}_N$  的频谱, 频谱峰值处对应的频率即为多普勒频率的估计值  $\hat{f}_d$ 。

## 4 检测性能仿真

由于涉及到较多的未知参量估计, 很难直接求解 R-GLRT 的虚警概率和检测概率的解析表达式, 本节将借助蒙特卡洛仿真试验的方法来评价其检测性能。

仿真设定: 雷达发射相参 Chirp 信号, 发射频率 35 GHz, 脉冲重复频率 1 kHz, 带宽 15 MHz, 脉冲压缩后距离分辨力为 10 m; 虚警概率  $P_f =$

$10^{-4}$ , 检测概率和虚警概率的仿真次数均为  $100/P_f$  次; 扩展目标散射中心的能量展布模型如表 1 所示。

表 1 目标散射中心的归一化能量展布模型

模型 序号	距离单元序号			
	1	2	3	4
1	1/4	1/4	1/4	1/4
2	1/2	1/4	1/4	0
3	3/4	1/4	0	0

设各距离单元的杂波功率服从广义 Gamma 分布, 即复合高斯杂波的结构分量的 PDF 表达式为

$$f_{\tau}(\tau) = \frac{2}{b^v \Gamma(v)} \tau^{v-1} \exp(-\tau/b), \tau > 0, b > 0, v > 0 \quad (16)$$

式中  $v$  为形状参数,  $b$  为尺度参数。

如果随着雷达分辨力的提高, 距离单元的杂波功率也成比例减小, 则扩展目标回波的 SCR 可定义为<sup>[4]</sup>

$$SCR = \sum_{t=1}^L |\alpha_t|^2 \frac{\mathbf{p}_0^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}_0}{\sigma^2} \quad (17)$$

式中  $\sigma^2 = Lbv$ 。

假设杂波功率谱关于  $f = 0$  对称, 且  $\boldsymbol{\Sigma}$  由下式确定:

$$[\boldsymbol{\Sigma}]_{ij} = \rho^{|i-j|}, 1 \leq i, j \leq N, 0 < \rho < 1 \quad (18)$$

式中  $\rho$  为杂波的一阶相关系数。不妨设  $\rho = 0.9$ 。

图 1 仿真给出了多普勒相位失配对 GLRT 的检测性能影响。仿真时假定  $f_{d0} = 0.1, N = 8, R = 32, v = 0.5$ 。

由图 1 可知, 不论散射中心的能量展布如何, 随着多普勒相位失配程度的增加, GLRT 的性能也逐渐下降。当多普勒相位失配达到  $20^\circ$ (此时的多普勒速度误差仅为  $0.24 \text{ m/s}$ ) 时,  $SCR \leq 20 \text{ dB}$  的范围内, 利用 GLRT 几乎检测不到目标。由此可以看出估计多普勒频率的必要性。

图 2 仿真给出了不同  $f_{d0}$  下 R-GLRT 的检测性能。仿真时假定  $N = 8, R = 32, v = 0.5$ , 散射中心模型采用模型 1。由于杂波功率谱关于  $f = 0$  对称, 根据信号的子空间检测理论, 仅在  $0 \leq f_{d0} \leq 0.5$  范围内考察检测性能即可。仿真结果如图 2 所示。

由图 2 可知: 在  $0 \leq f_{d0} \leq 0.5$  范围内, 随着  $f_{d0}$  的增加, R-GLRT 的检测性能会略有下降, 但与多普勒相位失配下(尤其是多普勒相位失配  $10^\circ$  以上的情形)的 GLRT 相比, 检测性能的改善是十分可观的。这表明:  $f_{d0}$  越大, R-GLRT 因估计  $f_{d0}$  而导致的检测性能损失越大。其原因是多普勒频率估计精度与  $f_{d0}$  有关所造成的。为说明这一点, 图 3 仿真给出了多普勒频率估计的均方误差(Mean Square Error, MSE)随  $f_{d0}$  的变化规律, 仿真参数为  $N = 8, R = 32, v = 0.5, SCR = 10 \text{ dB}$ , 模型 1。由图可知, 多普勒频率估计的 MSE 关于  $f_{d0} = 0.5$  近似对称, 且  $0 \leq f_{d0} \leq 0.5$  时,  $f_{d0}$  越大, 估计精度越低, 相应地

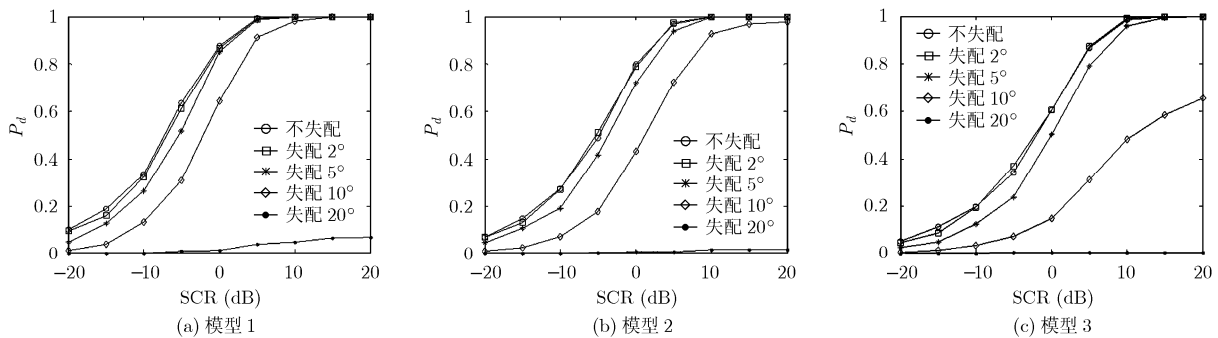


图 1 多普勒相位失配对 GLRT 检测性能的影响

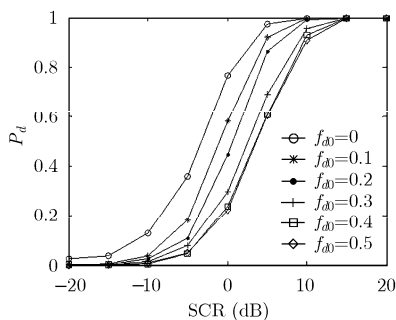


图 2 不同  $f_{d0}$  下 R-GLRT 的检测性能

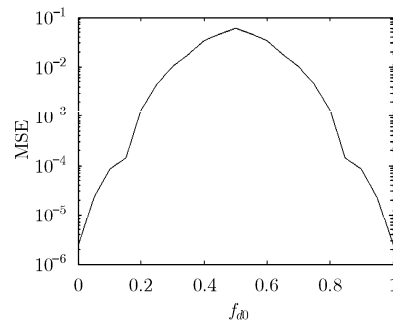


图 3  $\hat{f}_{d0}$  的 MSE 随  $f_{d0}$  的变化规律

检测性能损失越大;  $0.5 < f_{d0} < 1$  时则刚好相反。

## 5 结论

本文针对复合高斯杂波背景下的速度未知的扩展目标检测问题进行了研究,提出了一种基于广义特征值分解的扩展目标多普勒频率估计算法,并以此为基础设计了一种 R-GLRT 检测器。仿真结果表明,尽管 R-GLRT 会因多普勒频率的估计而损失部分检测性能,但与多普勒相位失配时的 GLRT 相比,检测性能的改善是非常可观的,因此,这种检测器能够有效解决未知速度条件下的扩展目标检测问题。

## 参 考 文 献

- [1] Ward K D. Compound representation of high resolution sea clutter[J]. *Electronics Letters*, 1981, 17(16): 561-563.
  - [2] Dejean L. The clutter SIRP and Gaussian models: a brief overview and a comparison[C]. 2008 IET Seminar on Radar Clutter Modeling. London, Feb. 2008: 41-47.
  - [3] Conte E, De Maio A, and Ricci G. GLRT-based adaptive detection algorithms for range-spread targets[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2001, 49(7): 1336-1348.
  - [4] Conte E, De Maio A, and Ricci G. CFAR detection of distributed target in non-Gaussian disturbance[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2002, 38(2): 612-620.
  - [5] Bandiera F, De Maio A, Greco A S, and Ricci G. Adaptive radar detection of distributed targets in homogeneous and partially homogeneous noise plus subspace interference[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2007, 55(4): 1223-1237.
  - [6] De Maio A. Robust adaptive radar detection in the presence of steering vector mismatches[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2005, 41(4): 1322-1337.
  - [7] Bandiera F, Orlando D, and Ricci G. Adaptive radar detection of distributed targets under conic constraints[C]. IEEE 2008 International Radar Conference. Rome Italy, May 2008: 1-6.
  - [8] Bandiera F, Orlando D, and Ricci G. CFAR detection strategies for distributed targets under conic constraints[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2009, 57(9): 3305-3316.
  - [9] 董增福. 矩阵分析教程[M]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学出版社, 2003, 第6章.
- 陈远征: 男, 1979年生, 博士生, 研究方向为雷达信号处理与自动目标识别.
- 陈建军: 男, 1981年生, 博士生, 研究方向为雷达信号处理与自动目标识别.
- 付强: 男, 1962年生, 教授, 研究方向为精确制导信息处理与自动目标识别.