

# 非高斯海杂波背景最优相干检测性能分析

刘 扬<sup>1,2</sup>, 薛 健<sup>3</sup>, 伍政华<sup>1,2</sup>

(1. 中国电子科技集团公司第三十八研究所, 合肥 230088)

(2. 孔径阵列与空间探测安徽省重点实验室, 合肥 230088)

(3. 西安电子科技大学 雷达信号处理国家重点实验室, 西安 710071)

**摘要:**非高斯海杂波背景下雷达目标检测一直是研究的重点。海杂波分布参数形式的多样化使得检测器对杂波平均功率的恒虚警特性无法保证,因此文中对描述非高斯海杂波的K分布、广义Pareto分布和逆高斯纹理复合高斯分布的参数形式进行了规范化,得到了规范化后的三种杂波分布对应的最优相干检测器。理论分析和实验验证了三个自适应检测器分别对杂波平均功率、目标多普勒频率和散斑协方差矩阵具有恒虚警特性。仿真实验表明:散斑协方差矩阵估计方法和辅助数据的数量均影响着自适应检测器的检测概率和虚警概率。

**关键词:**自适应相干检测;非高斯特性;复合高斯;最优相干检测器

**中图分类号:** TN957.51      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1004-7859(2020)02-0048-06

**引用格式:** 刘 扬, 薛 健, 伍政华. 非高斯海杂波背景最优相干检测性能分析[J]. 现代雷达, 2020, 42(2): 48-53.

LIU Yang, XUE Jian, WU Zhenghua. Performance analysis of optimum coherent detectors matching non-Gaussian characteristics of sea clutter[J]. Modern Radar, 2020, 42(2): 48-53.

## Performance Analysis of Optimum Coherent Detectors Matching Non-Gaussian Characteristics of Sea Clutter

LIU Yang<sup>1,2</sup>, XUE Jian<sup>3</sup>, WU Zhenghua<sup>1,2</sup>

(1. No. 38 Research Institute of China Electronics Technology Group Corporation, Hefei 230088, China)

(2. Key Laboratory of Aperture Array and Space Application, Hefei 230088, China)

(3. National Key Laboratory of Radar Signal Processing, Xidian University, Xi'an 710071, China)

**Abstract:** Detection of radar targets in non-Gaussian sea clutter background is the focus of research. Diversification of clutter distributions can't ensure the constant false alarm ratio (CFAR) of detectors with respect to the clutter power mean, so the K-distribution, the generalized Pareto distribution and the compound-Gaussian distribution with inverse-Gaussian texture are normalized. Then three optimal coherent detectors corresponding to the three clutter distribution models are obtained. Theoretical analysis and experimental results prove that three adaptive detectors have the CFAR properties with respect to the clutter power mean, the target Doppler frequency and the speckle covariance matrix, respectively. The simulation results also show that the estimation methods of speckle covariance matrix and the number of secondary data affect the probability of detection and false alarm.

**Key words:** adaptive coherent detection; non-Gaussian characteristics; compound Gaussian; optimum coherent detector

### 0 引 言

复杂环境下雷达目标的有效自适应检测是现代雷达系统中的重要一环。对海雷达往往面临着在复杂海杂波背景下检测感兴趣的海面目标问题<sup>[1]</sup>。在数学上对海杂波进行统计建模是设计海杂波背景下相干检测器的必要前提。

对于传统的低分辨率雷达来说,通常根据中心极限定理将低分辨率海杂波建模为高斯统计量<sup>[2]</sup>。然而,随着雷达分辨率的提高,海杂波不再满足高斯模型,此时的海杂波呈现出非高斯特性。同时,海杂波表现出局部均匀-全局非均匀和短时平稳-长时非平稳的特性<sup>[3-4]</sup>。从数据拟合的角度,对数正态分布<sup>[5]</sup>和韦布尔分布<sup>[6]</sup>被用来建模非高斯杂波。目前,可以有效描述海杂波的模型是从海杂波物理形成机制出发的复合高斯模型<sup>[7]</sup>。复合高斯模型将海杂波建模为两个相互独立过程的乘积:一个是慢变的纹理分量;另外一个快变的散斑分量。不同分布的纹理分量对应于不同的杂波分布模型。伽玛纹理对应的

**基金项目:**国家自然科学基金资助项目(618713093);国家留学基金委全额资助项目(201706965034);陕西省自然科学基金基础研究计划资助项目(2017JM61031);陕西省科协青年人才托举计划资助项目(20160205);111引智计划资助项目(B18039)

**通信作者:** 刘扬      **Email:** yliuman@163.com  
**收稿日期:** 2019-10-12      **修订日期:** 2019-12-16

K 分布是最早提出的复合高斯框架下描述海杂波分布模型。近几年, 逆伽玛纹理对应的广义 Pareto 分布和逆高斯纹理复合高斯分布 (CGIG)<sup>[8]</sup> 被提出建模海杂波。海杂波特性与气象条件、雷达工作参数和几何参数等因素有关。因此, 不同条件下的海杂波需要采用不同的杂波模型, 继而对应不同的最优相干检测器。

高斯杂波背景下的最优相干检测器是匹配滤波器 (MF)<sup>[9]</sup>。基于高斯模型的自适应检测器在非高斯海杂波背景中会出现性能损失, 且无法实现整个雷达观测场景中的恒虚警率 (CFAR) 检测。由于雷达的观测场景可达数百千米 (km), 观测范围内目标众多。因此, 在整个场景中保持检测的虚警率不变是非常重要的。为了实现全场景 CFAR 检测, 在对非高斯海杂波数学建模之后就可以设计相应的最优检测器。海杂波的纹理分量具有长的去相干时间, 因此其在一个雷达相干处理期间 (CPI) 可以认为是常数<sup>[10-11]</sup>。在这种情况下, 复合高斯模型退化为球不变随机过程 (SIRP)。通过对 SIRP 进行采样将会得到球不变随机矢量 (SIRV)。非高斯杂波背景下的目标自适应检测器得到了广泛的研究<sup>[12-14]</sup>。当海杂波背景服从伽玛纹理对应的 K 分布时, 根据广义似然比推导得到的最优相干检测器是 K 分布下最优检测器 (OKD)<sup>[13]</sup>。同样地, 当使用逆伽玛纹理对应的广义 Pareto 和逆高斯纹理对应的 CGIG 分布描述海杂波时, 相应的最优相干检测器分别是广义似然比检测线性门限检测器 (GLRT-LTD)<sup>[14]</sup> 和逆高斯纹理下广义似然比 (GLRT-IG) 检测器<sup>[12]</sup>。三个检测器分别在各自的杂波背景下可以实现最优的目标检测。

杂波协方差矩阵估计是检测器在实际中工作的基础前提。通常使用待检测单元周围的数据估计杂波协方差矩阵。在高斯杂波背景下杂波协方差矩阵的最大似然估计是样本协方差矩阵估计器 (SCME)<sup>[15]</sup>。在复合高斯杂波背景下, 杂波的协方差矩阵由表示杂波功率的纹理分量和表示杂波协方差矩阵结构的散斑分量协方差矩阵组成。因此, 在复合高斯海杂波下通常研究的是散斑协方差矩阵的估计。通过对 SCME 的每个单元进行能量归一化得到了归一化的样本协方差矩阵估计器 (NSCME)<sup>[16]</sup>。有学者提出了约束近似最大似然估计器 (CAMLE)<sup>[17]</sup>, 实验结果表明: 当复合高斯杂波下的检测器使用 CAMLE 估计散斑协方差矩阵时可以保证对散斑协方差矩阵和纹理分量保持 CFAR。

实际场景中杂波特性复杂多变, 同时最优相干检测器的检测性能也会受到多个参数估计性能的影响。目前在公开文献中常用的三个杂波分布存在各种各样的形式, 有些形式下对应的最优检测器无法实现对杂波功率的 CFAR。因此, 为了使设计的最优检测器可以保

证对杂波平均功率的 CFAR, 本文对已有三种纹理分布进行了形式标准化。在标准化的纹理分布基础上, 根据两步 GLRT 得到了对应的三个自适应最优相干检测器。为了更好地评估上述三种最优相干检测器的检测性能, 本文研究了在参数失配的情况下检测器的检测性能, 分析了自适应检测器的 CFAR 特性。

## 1 问题描述

### 1.1 假设检验描述

假设雷达传输  $N$  个相干脉冲, 待检测单元包含一个  $N$  维复数据  $\mathbf{z} = [z(1), z(2), \dots, z(N)]^T$ ,  $(\cdot)^T$  表示矩阵的转置操作。假设有  $L$  个距离单元的纯杂波辅助数据  $\mathbf{z}_k = [z_k(1), z_k(2), \dots, z_k(N)]^T$ ,  $k = 1, 2, \dots, L$ 。辅助数据和待检测单元共享同一个散斑协方差矩阵。目标检测问题可以转化为如下的二元假设检验

$$\begin{cases} H_0: \begin{cases} \mathbf{z} = \mathbf{c} \\ \mathbf{z}_k = \mathbf{c}_k, k = 1, 2, \dots, L \end{cases} \\ H_1: \begin{cases} \mathbf{z} = \alpha \mathbf{p} + \mathbf{c} \\ \mathbf{z}_k = \mathbf{c}_k, k = 1, 2, \dots, L \end{cases} \end{cases} \quad (1)$$

式中:  $H_0$  表示只有纯杂波;  $H_1$  表示有目标存在;  $\mathbf{c}$  和  $\mathbf{c}_k$ ,  $k = 1, 2, \dots, L$  表示杂波向量, 互相独立同分布;  $\alpha$  是未知确定的目标复幅度;  $\mathbf{p} = [1, e^{j2\pi f_d}, \dots, e^{j2\pi(N-1)f_d}]^T$  表示目标的导向矢量,  $f_d$  为归一化目标多普勒频率。

### 1.2 杂波模型

采用 SIRV 将杂波向量  $\mathbf{c}$  建模为

$$\mathbf{c} = \sqrt{\tau} \mathbf{u} \quad (2)$$

式中: 纹理分量  $\tau$  是正的随机变量, 表示杂波局部功率; 散斑分量  $\mathbf{u}$  是  $N$  维零均值、对角元素为 1 的协方差矩阵  $\mathbf{R} = E(\mathbf{u}\mathbf{u}^H)$  的复圆高斯向量,  $E(\cdot)$  表示取均值操作,  $(\cdot)^H$  表示共轭转置。纹理分量  $\tau$  和散斑分量  $\mathbf{u}$  是统计独立的。

复合高斯杂波背景下, 通常使用两步广义似然比检验设计相干检测器。第一步, 假设散斑协方差矩阵已知, 然后根据 GLRT 推导检测器; 第二步, 使用辅助数据估计散斑协方差矩阵, 代替上一步中的真实散斑协方差矩阵, 实现自适应检测器的设计。因此, 在假设散斑协方差矩阵已知时, 根据杂波模型, 回波向量  $\mathbf{z}$  在  $H_0$  和  $H_1$  假设下的条件概率密度函数分别为

$$f(\mathbf{z} | \tau; H_0) = \frac{1}{(\tau\pi)^N |\mathbf{R}|} \exp\left(-\frac{\mathbf{z}^H \mathbf{R}^{-1} \mathbf{z}}{\tau}\right) \quad (3)$$

$$f(\mathbf{z} | \alpha, \tau, H_1) = \frac{1}{(\tau\pi)^N |\mathbf{R}|} \cdot \exp\left(-\frac{(\mathbf{z} - \alpha \mathbf{p})^H \mathbf{R}^{-1} (\mathbf{z} - \alpha \mathbf{p})}{\tau}\right) \quad (4)$$

本文考虑了三种杂波分布,即伽玛纹理对应的 K 分布、逆伽玛纹理对应的广义 Pareto 分布和逆高斯纹理对应的 CGIG 分布。目前在公开的文献中这三个分布存在多种不同的参数形式,某些参数形式会导致检测器无法保持对杂波平均功率的 CFAR,继而导致回波经过接收机的功率放大器后检测门限需要改变。因此,本文给出了标准化的三个纹理分布。对 K 分布来说,纹理分量  $\tau$  建模为服从形状参数  $\nu$  和尺度参数  $\eta$  的伽玛分布的随机变量,概率密度函数(PDF)为

$$f(\tau) = \frac{\nu^\nu}{\Gamma(\nu)\eta^\nu} \tau^{\nu-1} \exp\left(-\frac{\nu\tau}{\eta}\right) \quad (5)$$

式中: $\Gamma(\cdot)$  为伽玛函数。式(5)中的尺度参数表示杂波的平均功率,即  $E(\tau) = \eta$ 。对于广义 Pareto 分布,纹理分量  $\tau$  被建模为逆伽玛分布的随机变量,PDF 为

$$f(\tau) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta^\alpha} \tau^{-\alpha-1} \exp\left(-\frac{1}{\beta\tau}\right) \quad (6)$$

式中: $\alpha$  是广义 Pareto 分布的形状参数; $\beta$  是广义 Pareto 分布的尺度参数。杂波平均功率为  $E(\tau) = \frac{1}{(\alpha-1)\beta}$ 。当形状参数  $\alpha > 1$  时,给出逆伽玛分布的另外一种形式

$$f(\tau) = \frac{[\beta\alpha - 1]^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \tau^{-\alpha-1} \exp\left(-\frac{\beta\alpha - 1}{\tau}\right) \quad (7)$$

此时,杂波平均功率为  $E(\tau) = \beta$ 。对于 CGIG 分布,纹理分量  $\tau$  被建模为逆高斯分布的随机变量,PDF 为

$$f(\tau) = \sqrt{\frac{\lambda\mu}{2\pi\tau^3}} \exp\left(-\frac{\lambda\mu\tau}{2} \left(\frac{1}{\mu} - \frac{1}{\tau}\right)^2\right) \quad (8)$$

式中: $\lambda$  是 CGIG 分布的形状参数; $\mu$  是 CGIG 分布的尺度参数,  $E(\tau) = \mu$ 。式(5)、式(7)和式(8)对应的标准化后的纹理分布满足  $\tau/E(\tau)$  的分布函数与  $E(\tau)$  无关,这是使对应的检测器实现对杂波平均功率 CFAR 的前提。

### 1.3 最优相干检测器

假设散斑协方差矩阵已知时,通过 GLRT 设计检测器为

$$\frac{\max_{\alpha} \int f(\mathbf{z} | \alpha, \tau; H_1) f(\tau) d\tau}{\int f(\mathbf{z} | \tau; H_0) f(\tau) d\tau} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \gamma \quad (9)$$

式中: $\gamma$  表示根据设定的虚警率(PFA)得到的检测器的检测门限。

当纹理分量  $\tau$  服从式(5)中的伽玛分布时,根据式(9)可以得到 K 分布杂波下的最优相干检测器 OKD 为

$$\frac{q_1^{\frac{\nu-N}{2}} K_{N-\nu} 2\sqrt{\nu q_1/\eta}}{q_0^{\frac{\nu-N}{2}} K_{N-\nu} 2\sqrt{\nu q_0/\eta}} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \gamma \quad (10)$$

式中: $K_\nu(\cdot)$  表示  $\nu$  阶第二类修正贝塞尔函数; $q_0 = \mathbf{z}^H \mathbf{R}^{-1}(-1)\mathbf{z}$ ;  $q_1 = \mathbf{z}^H \mathbf{R}^{-1}\mathbf{z} - |\mathbf{p}^H \mathbf{R}^{-1}\mathbf{z}|^2 / (\mathbf{p}^H \mathbf{R}^{-1}\mathbf{p})$ 。

式(6)对应的 Pareto 分布杂波的最优相干检测器 GLRT-LTD 为

$$\frac{|\mathbf{p} \mathbf{R}^{-1}\mathbf{z}|^2}{\mathbf{p} \mathbf{R}^{-1}\mathbf{p} \left( \frac{1}{\beta} + \mathbf{z} \mathbf{R}^{-1}\mathbf{z} \right)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \gamma \quad (11)$$

同样地,式(7)对应的最优相干检测器 GLRT-LTD 为

$$\frac{|\mathbf{p} \mathbf{R}^{-1}\mathbf{z}|^2}{\mathbf{p} \mathbf{R}^{-1}\mathbf{p} [\alpha - 1 \beta + \mathbf{z} \mathbf{R}^{-1}\mathbf{z}]} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \gamma \quad (12)$$

CGIG 分布杂波背景下的最优相干检测器 GLRT-IG 分别为

$$\frac{2q_1 + \lambda\mu - \frac{1}{4} \frac{N}{2} K_{N+\frac{1}{2}} \left( \sqrt{\frac{\lambda}{\mu}} 2q_1 + \lambda\mu \right)}{2q_0 + \lambda\mu - \frac{1}{4} \frac{N}{2} K_{N+\frac{1}{2}} \left( \sqrt{\frac{\lambda}{\mu}} 2q_0 + \lambda\mu \right)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \gamma \quad (13)$$

### 1.4 自适应最优相干检测器

1.3 节通过两步 GLRT 的第一步得到了非自适应的匹配杂波特性的最优相干检测器。目前在复合高斯杂波背景下常用的散斑协方差矩阵估计其有 NSCME<sup>[16]</sup> 和 CAMLE<sup>[17]</sup>。两个估计器的具体形式如下

$$\hat{\mathbf{R}}_{\text{NSCME}}^{i+1} = \frac{N}{L} \sum_{k=1}^L \frac{\mathbf{z}\mathbf{z}^H}{\mathbf{z}^H \mathbf{z}} \quad (14)$$

$$\begin{cases} \hat{\mathbf{R}}_{\text{CAMLE}}^{i+1} = \frac{N}{L} \sum_{k=1}^L \frac{\mathbf{z}\mathbf{z}^H}{\mathbf{z}^H (\hat{\mathbf{R}}_{\text{CAMLE}}^{i-1})^{-1} \mathbf{z}} \\ \hat{\mathbf{R}}_{\text{CAMLE}}^{i+1} = \frac{N}{\text{tr} \hat{\mathbf{R}}_{\text{CAMLE}}^{i+1}} \hat{\mathbf{R}}_{\text{CAMLE}}^{i+1} \end{cases} \quad (15)$$

式中: $\text{tr}\{\cdot\}$  表示计算矩阵的迹。将估计的散斑协方差矩阵带入得到的相干检测器式(10)、式(11)和式(13)中就可以得到自适应版本的最优相干检测器。使用了 CAMLE 的自适应检测器可以实现对散斑协方差矩阵、杂波平均功率和目标多普勒导向矢量的 CFAR。

### 1.5 恒虚警特性分析

通过观察式(10)、式(12)和式(13)的三个检测器可以看出,在研究检测器 CFAR 的时候需要先分析  $\mathbf{z}^H \mathbf{R}^{-1}\mathbf{z}$ 、 $\mathbf{p}^H \mathbf{R}^{-1}\mathbf{z}$  和  $\mathbf{p}^H \mathbf{R}^{-1}\mathbf{p}$  的特性。这三个分量可以分别改写为  $(\mathbf{R}^{-1/2}\mathbf{z})^H (\mathbf{R}^{-1/2}\mathbf{z})$ 、 $(\mathbf{R}^{-1/2}\mathbf{p})^H (\mathbf{R}^{-1/2}\mathbf{z})$  和  $(\mathbf{R}^{-1/2}\mathbf{p})^H (\mathbf{R}^{-1/2}\mathbf{p})$ 。根据 Householder 变换,存在一个



Householder 矩阵  $\mathbf{P}$ , 使得  $\mathbf{P}\mathbf{R}^{-1/2}\mathbf{p} = \mathbf{v} = (1, 0, 0, \dots)^T$ 。Householder 矩阵  $\mathbf{P}$  存在如下性质  $\mathbf{P} = \mathbf{P}^H, \mathbf{P}\mathbf{P}^H = \mathbf{I}$ 。因此, 三个分量可以使用 Householder 矩阵  $\mathbf{P}$  再次化简如下  $\tau \mathbf{n}^H \mathbf{n}, \sqrt{\tau} \mathbf{v}^H \mathbf{n}$  和  $\mathbf{v}^H \mathbf{v}$ 。其中,  $\mathbf{n} = \mathbf{P}\mathbf{R}^{-1/2}\mathbf{u} \sim \mathcal{CN}(\mathbf{0}, \mathbf{I})$  是服从零均值、单位协方差矩阵的复高斯向量。将这三个分量带入式(10)、式(12)和式(13)可得

$$\frac{b^{\frac{\nu-N}{2}} K_{N-\nu} \left( 2\sqrt{\frac{\nu\tau b}{\eta}} \right)}{w^{\frac{\nu-N}{2}} K_{N-\nu} 2\sqrt{\nu\tau w/\eta}} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \gamma \quad (16)$$

$$\frac{|\mathbf{v}^H \mathbf{n}|^2}{\left( \frac{\alpha - 1\beta}{\tau} + \mathbf{n}^H \mathbf{n} \right)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \gamma \quad (17)$$

$$\frac{\left( 2b + \frac{\lambda\mu}{\tau} \right)^{-\frac{1}{4} - \frac{N}{2}} K_{N+\frac{1}{2}} \left( \sqrt{\frac{\lambda\tau}{\mu}} \left( 2b + \frac{\lambda\mu}{\tau} \right) \right)}{\left( 2w + \frac{\lambda\mu}{\tau} \right)^{-\frac{1}{4} - \frac{N}{2}} K_{N+\frac{1}{2}} \left( \sqrt{\frac{\lambda\tau}{\mu}} \left( 2w + \frac{\lambda\mu}{\tau} \right) \right)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \gamma \quad (18)$$

式中:  $b = \mathbf{n}^H \mathbf{n} - \mathbf{v}^H \mathbf{n}, w = \mathbf{n}^H \mathbf{n}$ 。从式(16)、式(17)和式(18)中可以观察到, 这三个检测器的检验统计量和杂波平均功率、导向矢量、真实散斑协方差矩阵是无关的。也就是说, 检测器对杂波平均功率、导向矢量、真实散斑协方差矩阵具有恒虚警特性。

## 2 检测性能评估

### 2.1 仿真参数设置

本节采用蒙特卡洛仿真实验评估了在参数失配的情况下自适应最优相干检测器的检测性能, 分析了检测器的 CFAR 特性。

杂波是球不变随机向量, 因而可以按照式(2)产生  $c = \sqrt{\tau} \mathbf{R}^{1/2} \mathbf{d}$ , 其中  $\tau$  是服从伽玛分布、逆伽玛分布或者逆高斯分布的随机变量;  $\mathbf{d}$  是零均值单位协方差矩阵的复高斯随机矢量; 散斑协方差矩阵  $\mathbf{R}$  采用指数相关的协方差矩阵, 矩阵元素为  $[\mathbf{R}]_{i,j} = \rho^{|i-j|}$ ,  $\rho$  表示一阶迟滞相关系数。在海杂波中,  $\rho$  通常在  $[0.90, 0.99]$  的区间内<sup>[17]</sup>。由于虚警概率的解析表达式无法获得, 故采用纯杂波数据通过蒙特卡洛实验确定检测门限。虚警概率设置为  $P_{FA} = 10^{-3}$ , 检测门限可以通过  $100/P_{FA}$  次独立的实验获得。试验中采用的信杂比(SCR)定义为<sup>[18]</sup>

$$SCR f_d = 10 \lg \frac{|a|^2}{S_\lambda f_d} \quad (19)$$

式中:  $S_\lambda(f_d)$  表示杂波的多普勒功率谱, 其可通过下式计算

$$S_\lambda f_d = E \left\{ \frac{1}{N} \left| \sum_{n=1}^N c_n e^{-2\pi j f_d n} \right|^2 \right\} = 1 + 2 \sum_{n=1}^{N-1} \left( 1 - \frac{n}{N} \right) \rho^n \cos 2\pi f_d n \quad (20)$$

### 2.2 CFAR 特性分析

自适应最优相干检测器在全观测场景中保持设定的检测虚警概率是极其重要的。因此, 图1~图3中研究了三个自适应检测器在不同参数下的虚警概率曲线。仿真参数设置为  $N=8, L=24, \rho=0.95, f_d$  是  $-0.5$  和  $0.5$  之间均匀分布的随机数, 散斑协方差矩阵估计器采用的是 CAMLE。从图1~图3中的前三个子图可以看出, 每个检测器的虚警概率在不同的尺度参数、散斑协方差矩阵相关系数和目标多普勒频率  $f_d$  下近似保持不变。实验得到的结论和第1节中理论分析得到的结论是一致的。然而, 图1d)~图3d)表明: 三个自适应检测器无法保持对各自分布中的形状参数 CFAR。这是因为, 通过之前对三种纹理分布进行标准化之后, 杂波分布的形状参数只和杂波分布的拖尾有关, 即形参越小, 杂波非高斯越明显; 形参越大, 杂波趋于高斯杂波。实际中, 应该通过估计形状参数, 得到相应的门限, 保证自适应检测器对形状参数具有 CFAR 特性。

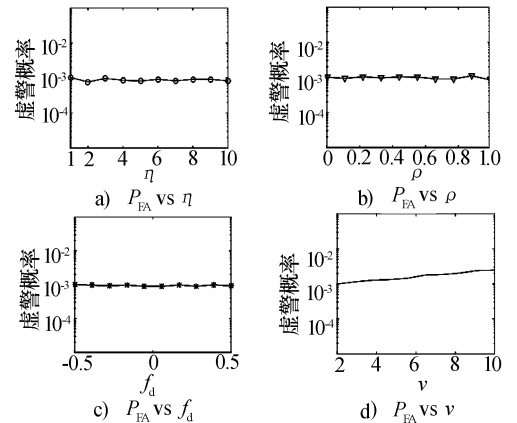


图1 OKD 的虚警概率曲线

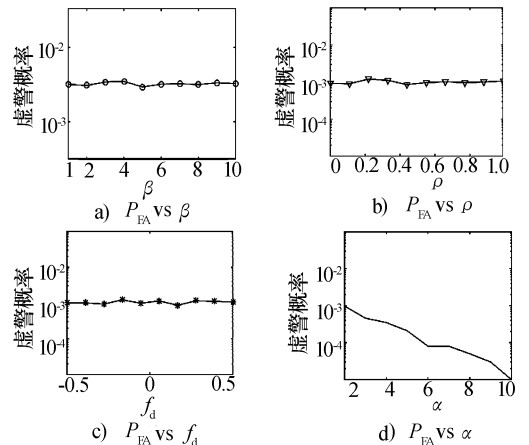


图2 GLRT-LTD 的虚警概率曲线

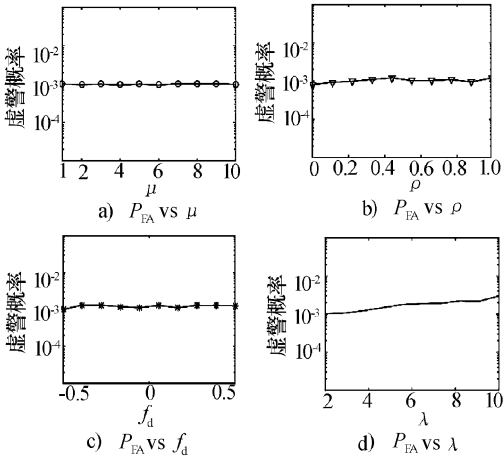


图3 GLRT-IG 的虚警概率曲线

2.3 散斑协方差矩阵估计的影响

在复合高斯杂波背景下估计散斑的协方差矩阵是实现自适应检测器的重要环节。散斑协方差矩阵的估计性能受到估计器和辅助数据数量的影响。因此在图4~图6中研究了辅助数量和散斑协方差矩阵估计器这两个影响因素对每个自适应最优相干检测器检测性能的影响。仿真参数设置为  $N=8, \rho=0.95, f_d$  是  $-0.5$  和  $0.5$  之间均匀分布的随机数。辅助单元数量分别设置为  $L=10, 16, 24$  和  $32$ , 散斑协方差矩阵估计器采用的是 NSCME 和 CAMLE。

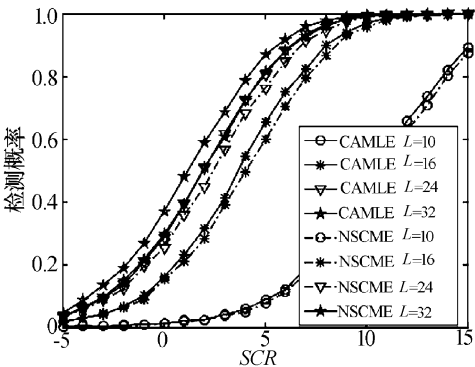


图4 两个影响因素下 OKD 检测性能曲线

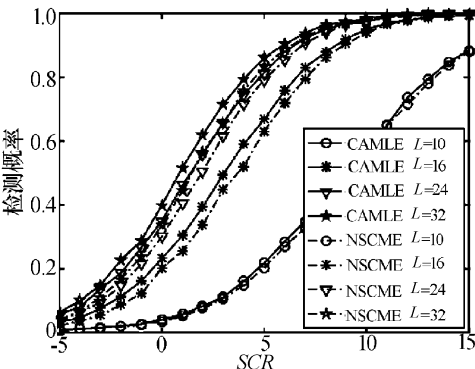


图5 两个影响因素下 GLRT-LTD 检测性能曲线

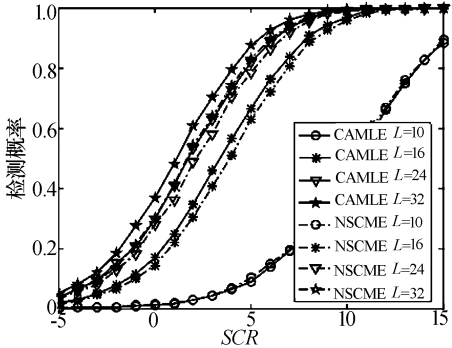


图6 两个影响因素下 GLRT-IG 检测性能曲线

从图4~图6中可以看出,当辅助数据数量少于脉冲数2倍时,检测器检测性能损失严重。随着  $L$  的增大,估计的散斑协方差矩阵精度提高,每个检测器的检测性能得到了改善。当  $L=10$  时,使用 NSCME 和 CAMLE 的检测性能几乎一致。然而,随着  $L$  增大,检测器使用 CAMLE 比使用 NSCME 具有更高的检测性能。同时,使用 CAMLE 可以保证对散斑协方差矩阵的 CFAR,这是使用 NSCME 时无法保证的。

3 结束语

针对特性复杂多变的海杂波下目标自适应检测,本文给出了标准化的描述非高斯海杂波的三个分布模型。在三种分布模型下根据两步 GLRT 分别得到了三种匹配杂波特性的自适应最优相干检测器。理论分析和实验验证了三个自适应检测器分别对杂波平均功率、目标多普勒频率和散斑协方差矩阵具有 CFAR 特性。仿真实验表明:在复合高斯杂波背景下检测器的虚警概率和表示杂波分布拖尾的形状参数有关,因此实际中为了实现全场景 CFAR 检测,需要使检测器的门限匹配形状参数。杂波分布参数影响着自适应检测器的检测性能,因此检测器使用中需要对分布参数进行准确地感知。同时,使用了 CAMLE 的检测器的检测性能优于使用 NSCME 的检测性能。

参考文献

[1] 李家强,姜庆刚,陈金立,等. 船舶导航雷达的海杂波自适应抑制算法[J]. 现代雷达, 2016, 38(2): 23-26.  
LI Jiaqiang, JIANG Qinggang, CHEN Jinli, et al. A sea clutter adaptive suppression algorithm for marine navigation radar[J]. Modern Radar, 2016, 38(2): 23-26.  
[2] GANDHI P, KASSAM S A. Optimality of the cell averaging CFAR detector[J]. IEEE Transactions on Information Theory, 1994, 40(4): 1226-1228.  
[3] TRUNK G V. Radar properties of non-Rayleigh sea clutter [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Sys-

- tems, 1972, AES-8(2): 196–204.
- [4] 唐 绩, 朱 峰, 董 扬, 等. 一种基于 ARMA 和 NGARCH 过程的海杂波建模方法[J]. 现代雷达, 2017, 39(6): 27–30.
- TANG Ji, ZHU Feng, DONG Yang, et al. A modeling method of sea clutter based on ARMA-NGARCH process [J]. Modern Radar, 2017, 39(6): 27–30.
- [5] CHAN H C. Radar sea-clutter at low grazing angles[J]. IEE Proceedings of Radar and Signal Processing, 1990, 137(2): 102–112.
- [6] SCHLEHER D C. Radar detection in Weibull clutter[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1976, AES-12(6): 736–743.
- [7] WARD K D. Compound representation of high resolution sea clutter[J]. Electronics Letters, 1981, 17(16): 561–563.
- [8] OLLILA E, TYLER D E, KOIVUNEN V, et al. Compound-Gaussian clutter modeling with an inverse Gaussian texture distribution[J]. IEEE Signal Processing Letters, 2012, 19(12): 876–879.
- [9] ROBEY F C, FUHRMANN D R, KELLY E J, et al. A CFAR adaptive matched filter detector[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1992, 28(1): 208–216.
- [10] CONTE E, BISCEGLIE M D, GALDI C, et al. A procedure for measuring the coherence length of the sea texture [J]. IEEE Transactions on Instrumentation & Measurement, 1997, 46(6): 836–841.
- [11] CARRETERO-MOYA J, GISMERO-MENOYO J, BLANCO-DEL-CAMPO ÁL, et al. Statistical analysis of a high-resolution sea-clutter database[J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2010, 48(4): 2024–2037.
- [12] GAO Y C, LIAO G S, ZHU S Q. Adaptive signal detection in compound-Gaussian clutter with inverse Gaussian texture [C]// Proceedings of 14th International Radar Symposium (IRS). Dresden: IEEE Press, 2013: 935–940.
- [13] EMNUELE J, JEAN-PHILIPPE O, DAVID D, et al. Bayesian optimum radar detection in non-Gaussian noise [C]// Proceedings of 27 th IEEE International Conference on Acoustics, Speech, and Signal Processing. Orlando: IEEE Press, 2002: 1289–1292.
- [14] SANGSTON K J, GINI F, GRECO M S. Coherent radar target detection in heavy-tailed compound-Gaussian clutter [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. 2012, 48(1): 64–77.
- [15] KELLY E J. An adaptive detection algorithm[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1986, AES-22(2): 115–127.
- [16] GINI F, MICHELS J H. Performance analysis of two covariance matrix estimators in compound-Gaussian clutter[J]. IEE Proceedings of Radar, Sonar and Navigation, 1999, 146(3): 133–140.
- [17] GINI F, GRECO M. Covariance matrix estimation for CFAR detection in correlated heavy tailed clutter[J]. Signal Processing, 2002, 82(12): 1847–1859.
- [18] SHUI P L, LIU M, XU S W. Shape-parameter-dependent coherent radar target detection in K-distributed clutter[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2016, 52(1): 451–465.

刘 扬 男,1979 年生,大学本科,高级工程师。研究方向为雷达系统总体设计、雷达信号分析等。

薛 健 男,1993 年生,博士研究生。研究方向为海杂波特性、雷达目标自适应检测等。

伍政华 男,1987 年生,博士,研究员级高级工程师。研究方向为雷达系统总体设计、先进雷达信号处理等。

(上接第 47 页)

- [16] 习泽敏, 贺静波. 线性调频脉冲压缩雷达干扰仿真研究 [J]. 现代雷达, 2005, 27(10): 5–7.
- XI Zemin, HE Jingbo. A simulated study on jamming of LFM pulse-compression radar[J]. Modern Radar, 2005, 27(10): 5–7.
- [17] DJUROVIĆ L, SIMEUNOVIĆ M, DJUKANOVIĆ S, et al. A hybrid CPF-HAF estimation of polynomial-phase signals: detailed statistical analysis[J]. IEEE Transactions on Sig-

nal Processing, 2012, 60(10): 5010–5023.

曹馨方 男,1993 年生,硕士。研究方向为线性调频雷达信号处理及 SAR 成像。

尹治平 男,1980 年生,博士,副教授。研究方向为雷达成像及太赫兹器件。

孙双元 男,1995 年生,硕士研究生。研究方向为线性调频雷达信号处理及 SAR 成像。