

广义Pareto分布海杂波背景下非相干检测器恒虚警性能分析

张 坤* 水鹏朗

(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: 该文在广义Pareto分布海杂波背景下研究了单元平均(CA)和有序统计量(OS)两种非相干检测器的恒虚警(CFAR)性质, 推导了两种非相干检测器的虚警概率公式, 发现了两种检测器对杂波的尺度参数是恒虚警的。然而, 两种检测器对杂波的散斑协方差矩阵结构和杂波形状参数是非恒虚警的。为了实现全场景的恒虚警检测, 预先通过白化方法将具有相关性的海杂波去相关, 并通过查表方法使用了匹配杂波形状参数、累积脉冲数和参考单元数的检测门限。在这种情况下, 实验结果表明两种非相干检测器能确保全场景恒虚警。

关键词: 广义Pareto分布; 非相干检测器; 恒虚警; 海杂波

中图分类号: TN959.72

文献标识码: A

文章编号: 1009-5896(2021)03-0523-08

DOI: 10.11999/JEIT200644

CFAR Analysis of Non-coherent Detectors in Generalized Pareto Distributed Sea Clutter

ZHANG Kun SHUI Penglang

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

Abstract: In this paper, under the generalized Pareto distributed sea clutter, the Constant False Alarm Rate (CFAR) properties of Cell-Averaging (CA) and Order-Statistic (OS) non-coherent detectors are studied, the false alarm probability formulas of the two non-coherent detectors are derived, and it is found that the two detectors are CFAR with respect to the scale parameter of sea clutter. However, the two detectors do not have CFAR with respect to speckle covariance matrix structure and shape parameter of sea clutter. In order to ensure CFAR detection in the overall scene, the correlated sea clutter is decorrelated via whitening and the detection threshold matching the shape parameters of sea clutter, number of accumulated pulses, and number of reference cells is applied via lookup tables. In this case, the experimental results show that the two non-coherent detectors can ensure CFAR in the overall scene.

Key words: Generalized Pareto distributed; Non-coherent detectors; Constant False Alarm Rate (CFAR); Sea clutter

1 引言

传统的非相干积累恒虚警(Constant False Alarm Rate, CFAR)检测方法是在保持虚警率恒定条件下将待检测单元的功率与估计的杂波功率的比值和检测门限进行比较判别以确定目标信号是否存在的方法^[1-4]。高斯海杂波背景下的非相干恒虚警检测器对杂波功率是CFAR的。然而, 随着雷达分辨率的提高和擦地角的减小, 海杂波表现出了强非高斯特性。在对海雷达的整个探测场景中, 海杂波

的非高斯性可能会随着距离、方位以及时间的变化而变化。因此, 有必要研究海杂波的非高斯特性以及非高斯海杂波背景下的非相干检测器的CFAR特性。复合高斯模型可以很好地描述海杂波的非高斯特性。复合高斯模型可以描述为一个慢变的非负纹理分量和一个快变的复高斯散斑分量的乘积^[5-8]。当纹理分量服从Gamma分布时, 海杂波幅度服从K分布, 并且该模型已广泛应用于非高斯杂波建模和目标检测^[8-11]。具有逆Gamma分布纹理分量的广义Pareto分布被用来描述具有重拖尾的非高斯海杂波^[12-16]。研究表明, 相比于K分布模型, 广义Pareto分布更适合用于描述海杂波的强非高斯特性^[16]。

非相干积累CFAR检测器以其计算简单、时间代价低的优势受到广泛应用。单元平均CFAR

收稿日期: 2020-07-24; 改回日期: 2021-01-20; 网络出版: 2021-01-29

*通信作者: 张坤 xidiankun@163.com

基金项目: 国家自然科学基金(61671357)

Foundation Item: The National Natural Science Foundation of China (61671357)

(Cell-Averaging CFAR, CA-CFAR)检测器通过参考单元雷达数据的算术平均估计杂波的功率水平。相比于CA-CFAR, 有序统计量CFAR(Order-Statistic CFAR, OS-CFAR)检测器具有较好的对抗多目标和异常单元的能力。在高斯海杂波背景下, 对于给定的虚警率, 非相干检测器的检测门限是恒定的^[1]。然而, 这一情况对于非高斯海杂波下的非相干CFAR检测器是不适用的。在非高斯海杂波背景下, 非相干CFAR检测器的门限与海杂波的非高斯性能有关。文献^[17]研究了具有相关散斑分量的复合高斯海杂波下的非相干CFAR检测方法, 但是在实时雷达系统中难以计算出CFAR检测门限。此外, 由于海杂波的非平稳性能, 复合高斯海杂波散斑分量的相关性也会随着距离、方位和时间的变化而变化。文献^[18]在基于时频分析特征的目标检测方法中, 使用了块白化方法在目标检测前对海杂波进行白化处理抑制海杂波, 以提高检测性能。因此, 为了确保全场景CFAR检测, 不仅研究海杂波非高斯性对非相干检测器CFAR特性的影响, 也要研究海杂波散斑分量的相关性对非相干检测器CFAR特性的影响。

本文研究了广义Pareto分布海杂波背景下CA-CFAR和OS-CFAR非相干检测器的CFAR特性。为了保证全场景CFAR检测, 预先通过白化方法将具有相关性的海杂波去相关。与此同时, 应用查表方法获得匹配杂波形状参数、积累脉冲数和参考单元数的检测门限, 确保非相干检测器对此3个参数的CFAR性能。本文安排如下, 第2节详细介绍广义Pareto分布海杂波背景下全场景CFAR的CA-CFAR和OS-CFAR非相干检测器; 第3节通过实验验证两种检测方法的CFAR特性和检测性能; 第4节总结全文。

2 广义Pareto分布海杂波背景下全场景CFAR的非相干检测器

雷达目标检测问题可以公式化为式(1)的2元假设检验问题

$$\left. \begin{aligned} H_0: \mathbf{z} = \mathbf{c}, \mathbf{z}_p = \mathbf{c}_p, p = 1, 2, \dots, P \\ H_1: \mathbf{z} = \mathbf{s} + \mathbf{c}, \mathbf{z}_p = \mathbf{c}_p, p = 1, 2, \dots, P \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

其中, $\mathbf{z}$, $\mathbf{s}$ 和 $\mathbf{c}$ 分别是待检测单元(Cell Under Test, CUT)接收向量、目标回波向量和海杂波向量, $\mathbf{z}_p$ 表示CUT周围 P 个海杂波向量, 向量维数即积累脉冲数为 N 。 H_0 假设下, 目标不存在; H_1 假设下, 目标存在。假设 $\mathbf{z}$ 和 $\mathbf{z}_p, p = 1, 2, \dots, P$ 是独立同分布的。海杂波用复合高斯模型描述

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

其中, 散斑分量 $\mathbf{u}$ 是0均值、协方差矩阵 $\mathbf{R} = E\{\mathbf{u}\mathbf{u}^H\}$ 的 N 维复高斯随机向量, $E\{\cdot\}$ 表示取数学期望; 纹理分量 τ 是非负的随机变量, 服从双参数的逆Gamma分布

$$p_\tau(\tau|\lambda, \mu) = \frac{\lambda^\lambda}{G(\lambda)\mu^\lambda} \tau^{-(\lambda+1)} e^{-\lambda/\mu\tau} \quad (3)$$

其中, μ 是尺度参数, λ 是形状参数, $G(\cdot)$ 表示伽马函数。在这种情况下, 海杂波幅度服从广义Pareto分布

$$p_r(r|\lambda, \mu) = \frac{2\mu r}{(1 + \mu r^2/\lambda)^{1+\lambda}}, r > 0 \quad (4)$$

其中, r 是海杂波的幅度, 尺度参数 μ 和形状参数 λ 共同决定杂波的功率水平, 形状参数 λ 决定杂波的非高斯性能。广义Pareto分布模型的尺度参数 μ 和形状参数 λ 已知或者可以从雷达回波数据中预先估计^[12-16]。

在本节中, 分析广义Pareto分布海杂波背景下CA-CFAR和OS-CFAR两种非相干检测器的CFAR特性。CA-CFAR和OS-CFAR两种检测器的检测统计量分别为

$$\left. \begin{aligned} \xi_{CA} &= \frac{\mathbf{z}^H \mathbf{z}}{\frac{1}{P} \sum_{p=1}^P \mathbf{z}_p^H \mathbf{z}_p} \\ \xi_{OS} &= \frac{\mathbf{z}^H \mathbf{z}}{\mathbf{y}_{(k)}} \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

其中, $\mathbf{y}_p = \mathbf{z}_p^H \mathbf{z}_p, p = 1, 2, \dots, P$, 对 $\mathbf{y}_p, p = 1, 2, \dots, P$ 按升序排列得到 $\mathbf{y}_{(1)} \leq \mathbf{y}_{(2)} \leq \dots \leq \mathbf{y}_{(P)}$, $\mathbf{y}_{(k)}$ 是 $\mathbf{y}_{(p)}, p = 1, 2, \dots, P$ 中的第 k 个值。 k 的取值一般满足 $N/2 < k < N$, 典型地, k 取值为 $\text{round}(3P/4)$, $\text{round}(\cdot)$ 表示就近取整^[1,2]。CA-CFAR对参考单元数据求算术平均估计杂波功率水平, 而OS-CFAR是通过在有序统计量中选取某一特定值估计杂波功率水平。在 H_0 假设下, 根据杂波模型式(2), 两种检测器的检测统计量可以重写为

$$\left. \begin{aligned} \xi_{CA} &= \frac{\tau \mathbf{u}^H \mathbf{u}}{\frac{1}{P} \sum_{p=1}^P \tau_p \mathbf{u}_p^H \mathbf{u}_p} = \frac{\tau x}{\frac{1}{P} \sum_{p=1}^P \tau_p x_p} \\ \xi_{OS} &= \frac{\tau \mathbf{u}^H \mathbf{u}}{\tau_{(k)} \mathbf{u}_{(k)}^H \mathbf{u}_{(k)}} = \frac{\tau x}{\tau_{(k)} x_{(k)}} \end{aligned} \right\} \quad (6)$$

其中, 随机变量 $x = \mathbf{u}^H \mathbf{u}, x_{(k)} = \mathbf{u}_{(k)}^H \mathbf{u}_{(k)}, x_p = \mathbf{u}_p^H \mathbf{u}_p, p = 1, 2, \dots, P$ 服从广义卡方分布, 即 $x, x_{(k)}, x_p \sim p_{\chi^2}(x|\mathbf{R}, N)$, $\mathbf{R}$ 为复合高斯模型散斑分量 $\mathbf{u}$ 的协方差矩阵。应用性质 $p_\tau(\tau|\lambda, \mu) = p_{\tau/\mu}(\tau/\mu|\lambda, 1)$, 两种检测器的检测统计量变形为

$$\left. \begin{aligned} \xi_{CA} &= \frac{(\tau/\mu)x}{\frac{1}{P} \sum_{p=1}^P (\tau_p/\mu)x_p} = \frac{\varphi x}{\frac{1}{P} \sum_{p=1}^P \varphi_p x_p} \\ &= \frac{\varphi x}{\frac{1}{P} \sum_{p=1}^P h_p} = \frac{h}{\beta} \\ \xi_{OS} &= \frac{(\tau/\mu)x}{(\tau(k)/\mu)x(k)} = \frac{\varphi x}{\varphi(k)x(k)} = \frac{h}{g} \end{aligned} \right\} \quad (7)$$

随机变量 $\varphi = \tau/\mu$, $\varphi(k) = \tau(k)/\mu$, $\varphi_p = \tau_p/\mu$, $p = 1, 2, \dots, P$ 服从单位均值的逆Gamma分布, 即 $\varphi, \varphi(k), \varphi_p \sim p_\varphi(\varphi|\lambda, 1)$ 。另外, $h = \varphi x$, $g = \varphi(k)x(k)$, $h_p = \varphi_p x_p$, $p = 1, 2, \dots, P$, $\beta = \frac{1}{P} \sum_{p=1}^P h_p$, 并且 φ 与 x 是相互独立的。由此, h 的概率密度函数为

$$p_h(h|\lambda, \mathbf{R}, N) = \int_0^{+\infty} \frac{1}{\varphi} p_{\chi^2}(h/\varphi|\mathbf{R}, N) p_\varphi(\varphi|\lambda, 1) d\varphi \quad (8)$$

h 的特征函数为

$$\phi_h(w) = E[e^{jwh}] = \int_0^{+\infty} e^{jwh} p_h(h|\lambda, \mathbf{R}, N) dh \quad (9)$$

由于 h 和 h_p , $p = 1, 2, \dots, P$ 是独立同分布的, 因此 $\beta = \frac{1}{P} \sum_{p=1}^P h_p$ 的特征函数为 $\phi_\beta(w) = \phi_h^P(w/P)$ 。 β 的概率密度函数为

$$p_\beta(\beta|\lambda, \mathbf{R}, N, P) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-jw\beta} \phi_h^P(w/P) dw \quad (10)$$

在 H_0 假设下, CA-CFAR 的检测统计量 ξ_{CA} 的概率密度函数为

$$p_{\xi_{CA}}(\xi_{CA}|\lambda, \mathbf{R}, N, P; H_0) = \int_0^{+\infty} \beta p_h(\xi_{CA}\beta|\lambda, \mathbf{R}, N) p_\beta(\beta|\lambda, \mathbf{R}, N, P) d\beta \quad (11)$$

对于 OS-CFAR 检测器, g 的概率密度函数可以用 h 的概率密度函数 $p_h(h|\lambda, \mathbf{R}, N)$ 及其对应的累积分布函数 $F_h(h|\lambda, \mathbf{R}, N) = \int_0^h p_h(h'|\lambda, \mathbf{R}, N) dh'$ 表示

$$\begin{aligned} p_g(g|\lambda, \mathbf{R}, N, k, P) &= k \binom{P}{k} [F_h(g|\lambda, \mathbf{R}, N)]^{k-1} \\ &\quad \cdot [1 - F_h(g|\lambda, \mathbf{R}, N)]^{P-k} \\ &\quad \cdot p_h(g|\lambda, \mathbf{R}, N) \end{aligned} \quad (12)$$

类似地, 在 H_0 假设下, OS-CFAR 的检测统计量 ξ_{OS} 的概率密度函数为

$$p_{\xi_{OS}}(\xi_{OS}|\lambda, \mathbf{R}, N, k, P; H_0) = \int_0^{+\infty} g p_h(\xi_{OS}g|\lambda, \mathbf{R}, N) p_g(g|\lambda, \mathbf{R}, N, k, P) dg \quad (13)$$

CA-CFAR 检测器的虚警概率 P_{fa}^{CA} 和 OS-CFAR 检测器的虚警概率 P_{fa}^{OS} 的公式为

$$\left. \begin{aligned} P_{fa}^{CA} &= \int_{T_{CA}}^{+\infty} p_{\xi_{CA}}(\xi_{CA}|\lambda, \mathbf{R}, N, P; H_0) d\xi_{CA} \\ P_{fa}^{OS} &= \int_{T_{OS}}^{+\infty} p_{\xi_{OS}}(\xi_{OS}|\lambda, \mathbf{R}, N, k, P; H_0) d\xi_{OS} \end{aligned} \right\} \quad (14)$$

其中, T_{CA} 和 T_{OS} 分别为 CA-CFAR 和 OS-CFAR 检测器的检测门限。由式(14)中的虚警概率公式可以发现, P_{fa}^{CA} 和 P_{fa}^{OS} 与海杂波尺度参数 μ 无关, 与海杂波形状参数 λ 、散斑协方差矩阵 $\mathbf{R}$ 、积累脉冲数 N 和参考单元数 P 有关。当雷达工作在频率捷变体制时, 杂波在脉冲间是相互独立的, 即杂波散斑协方差矩阵是单位矩阵。此时, P_{fa}^{CA} 和 P_{fa}^{OS} 与杂波散斑协方差矩阵无关。然而, 当雷达工作在相参体制下使用计算复杂度低的 CA-CFAR 和 OS-CFAR 等非相干检测器时, 杂波散斑协方差矩阵将会影响非相干检测器的 CFAR 性质。因此, 为了保证全场景的 CFAR 目标检测, 需要预先通过白化方法对雷达回波去相关并使用匹配海杂波形状参数 λ 、积累脉冲数 N 和参考单元数 P 的检测门限。

全场景 CFAR 检测的 CA-CFAR 和 OS-CFAR 检测器的原理框图如图1所示。首先对雷达回波进行白化处理, 但是如果对每个分辨单元的回波进行白化处理, 会大大增加处理时间, 如此就失去了非相干检测器在计算时间上的优势。故而, 利用海杂波的短时平稳特性, 可以使用块白化方法对雷达回波进行去相关处理^[10,18]。然后, 在块白化后的雷达回波中使用 CA-CFAR 和 OS-CFAR 检测器检测目标。特别注意的是, 检测门限是通过蒙特卡罗实验离线获得的, 建立了不同参数条件下的检测门限表格。目标检测时, 根据给定的海杂波形状参数 λ 、

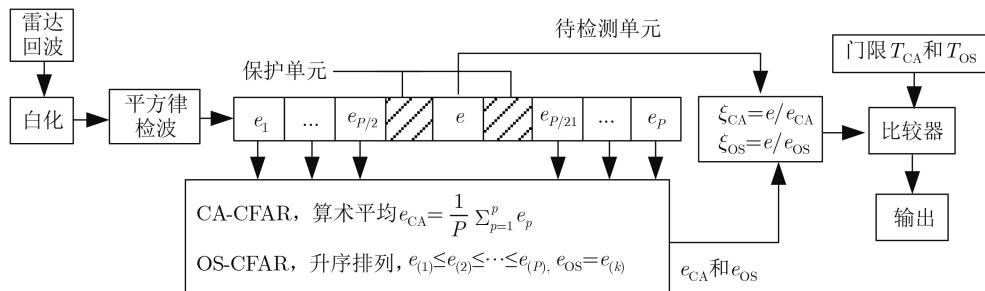


图1 全场景CFAR检测的CA-CFAR和OS-CFAR检测器的原理框图

积累脉冲数 N 、参考单元数 P 和虚警率 P_{fa} ，通过查表获得检测门限。然而，由于网格化误差的存在，检测门限表格的精细程度会在一定程度上影响检测器的CFAR性质，所以基于查表的目标检测器可以保证一种精度可以控制的近似CFAR。

3 实验结果与性能分析

3.1 CFAR特性分析

在本节中，通过仿真实验研究广义Pareto分布背景下CA-CFAR和OS-CFAR检测器的CFAR特性。广义Pareto分布海杂波通过式(15)仿真

$$\left. \begin{aligned} \mathbf{c} &= \sqrt{\tau} \mathbf{u} \\ 1/\tau &\sim \text{Gamma}(\mu, \lambda) \\ \mathbf{u} &\sim \text{CN}(\mathbf{0}, \mathbf{R}(\rho)) \\ \mathbf{R}(\rho) &= [\rho^{|i-j|}]_{i,j=1}^N \end{aligned} \right\} \quad (15)$$

其中， $\text{Gamma}(\mu, \lambda)$ 表示尺度参数 μ 、形状参数 λ 的Gamma分布， $\text{CN}(\mathbf{0}, \mathbf{R}(\rho))$ 表示0均值、协方差矩阵为 $\mathbf{R}(\rho)$ 的复高斯随机向量， ρ 为协方差矩阵的结构参数。由式(14)可知，虚警率与某参数无关时，相应的CFAR检测门限也与该参数无关。本文使用蒙特卡罗实验得到广义Pareto分布海杂波背景下CA-CFAR和OS-CFAR检测器在不同参数条件下的检测门限。蒙特卡罗实验中，选取积累脉冲数 $N=10$ 、参考单元数 $P=40$ 。由式(14)可知广义Pareto分布

海杂波背景下，CA-CFAR和OS-CFAR检测器的虚警率与尺度参数 μ 无关，即CA-CFAR和OS-CFAR检测器关于尺度参数 μ 是恒虚警的。实验时为了方便，设置尺度参数 $\mu=1$ 。对于OS-CFAR检测器， k 取值30。

第1个实验：验证两种非相干检测器的检测门限与广义Pareto分布海杂波散斑分量协方差矩阵的结构参数 ρ 之间的关系。广义Pareto分布的形状参数 $\lambda=5$ ；散斑协方差矩阵结构参数 ρ 从0~0.9取值，间隔为0.1，另外取值 $\rho=0.99$ 以探索 ρ 接近于1时检测门限的情况；虚警率 P_{fa} 取值 10^{-3} ， 10^{-4} ， 10^{-5} 。实验结果如图2所示。当虚警率一定时，两种检测器的门限均随着结构参数 ρ 的增大而增大，这说明了两种检测器的检测门限与散斑协方差矩阵有关，即两种检测器关于散斑协方差矩阵是非CFAR的。为了消除散斑协方差矩阵对CA-CFAR和OS-CFAR检测器CFAR性质的影响，要在目标检测前对雷达回波进行白化处理。图3画出了CA-CFAR和OS-CFAR检测器的检测门限在白化处理后关于结构参数 ρ 的变化情况。白化处理消除了散斑协方差矩阵对两种检测器CFAR性质的影响，因此图3中两种检测器的检测门限几乎没有变化，保证了CA-CFAR和OS-CFAR检测器关于散斑协方差矩阵的CFAR特性。

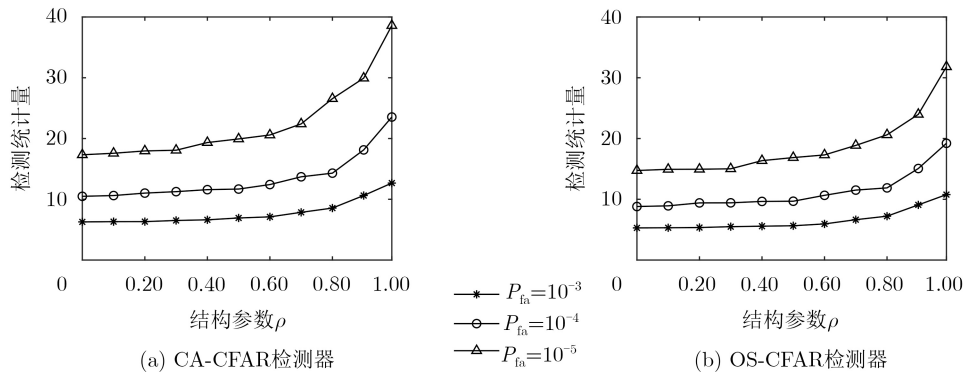


图2 CA-CFAR和OS-CFAR检测器的检测门限随着散斑协方差矩阵结构参数的变化情况

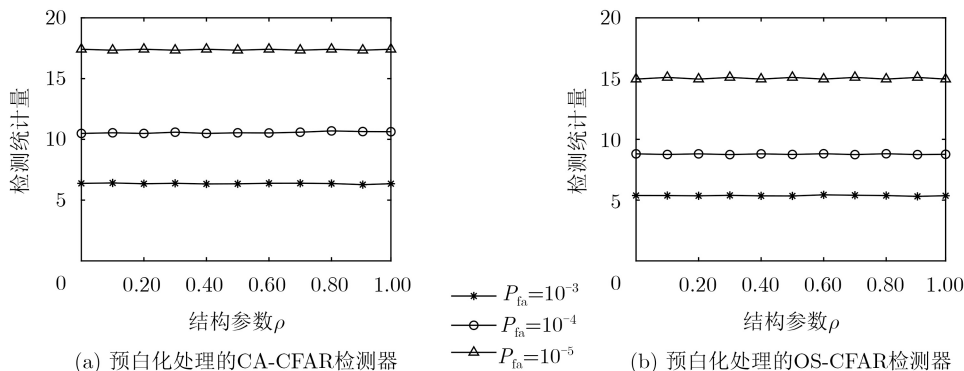


图3 预白化处理的CA-CFAR和OS-CFAR检测器检测门限随着散斑协方差矩阵结构参数的变化情况

第2个实验：验证两种非相干检测器的检测门限与广义Pareto分布海杂波的形状参数 λ 之间的关系。形状参数 λ 从1~20取值，间隔为1；散斑协方差矩阵结构参数 $\rho=0$ 和 $\rho=0.9$ ；虚警率 P_{fa} 取值 10^{-3} , 10^{-4} , 10^{-5} 。实验结果如图4所示。当虚警率和散斑协方差矩阵结构参数一定时，随着形状参数的减小，两种检测器的检测门限变大。这是因为形状参数越小，海杂波的非高斯性能越强，杂波幅度分布的拖尾越严重，检测门限越大，这说明了两种检测器的检测门限与形状参数有关，即两种检测器关于形状参数是非CFAR的。为了保证全场景CFAR检测，应该使用匹配形状参数的检测门限。另外，这一现象也说明了在海杂波的非高斯性能变化的大场景下应用非相干检测器检测目标时，传统的固定检测门限的非相干检测器会产生严重的性能损失。当虚警率和形状参数一定时，两种检测器在 $\rho=0$ 时的检测门限大于 $\rho=0.9$ 时的检测门限，这一现象反映了两种检测器关于杂波散斑协方差矩阵是非CFAR的，再次说明了在相参雷达中目标检测前对雷达回波进行白化处理的必要性。

3.2 实测数据检测性能分析

接下来，采用实测海杂波数据评估全场景CFAR的CA-CFAR和OS-CFAR检测器的检测性能。本

节使用的3组实测数据是C波段的Fynmeet雷达在南非采集到的海杂波数据^[15]，雷达载频6.9 GHz，距离分辨率15 m，脉冲重复间隔 $f_r=5000$ Hz。第1组数据CFA16_003.01.mat、第2组数据CFA16_005.01.mat和第3组数据CFA16_017.01.mat均由96个距离单元和67334个相干脉冲构成。该3组数据的幅度图如图5所示，使用广义Pareto分布拟合3组数据的海杂波幅度分布，拟合结果如图6所示，其中点迹表示海杂波数据幅度的经验概率密度曲线，黑色实线表示广义Pareto分布拟合曲线。3组数据幅度分布的广义Pareto分布拟合结果的参数分别为： $\lambda=2.7822$, $\mu=1.0253$ ； $\lambda=3.7894$, $\mu=0.3358$ ； $\lambda=6.3212$, $\mu=0.3908$ ，其中 λ 是形状参数， μ 是尺度参数。由图6可以看出，广义Pareto分布模型能够很好地描述该3组数据。在3组实测海杂波数据中加入仿真目标，分析全场景CFAR的CA-CFAR和OS-CFAR检测器在不同信杂比(Signal-to-Clutter Ratio, SCR)情况下的检测性能。在一个相干处理时间内，目标回波信号可以建模为目标回波复幅度和多普勒导向矢量的乘积

$$s = ap,$$

$$p = [1 \ j2\pi f_d/f_r \ j4\pi f_d/f_r \ \cdots \ j2(N-1)\pi f_d/f_r]^T \quad (16)$$

其中， a 是目标信号的复幅度， f_d 是目标多普勒频

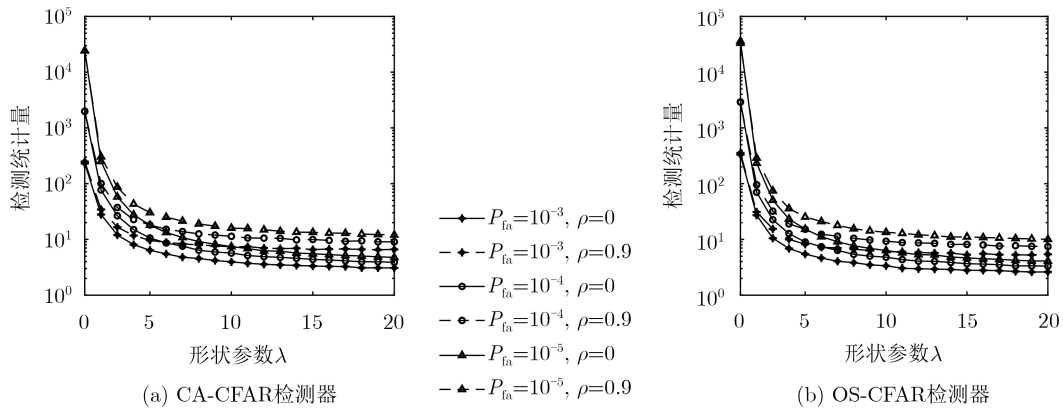


图4 CA-CFAR和OS-CFAR检测器的检测门限随形状参数的变化情况

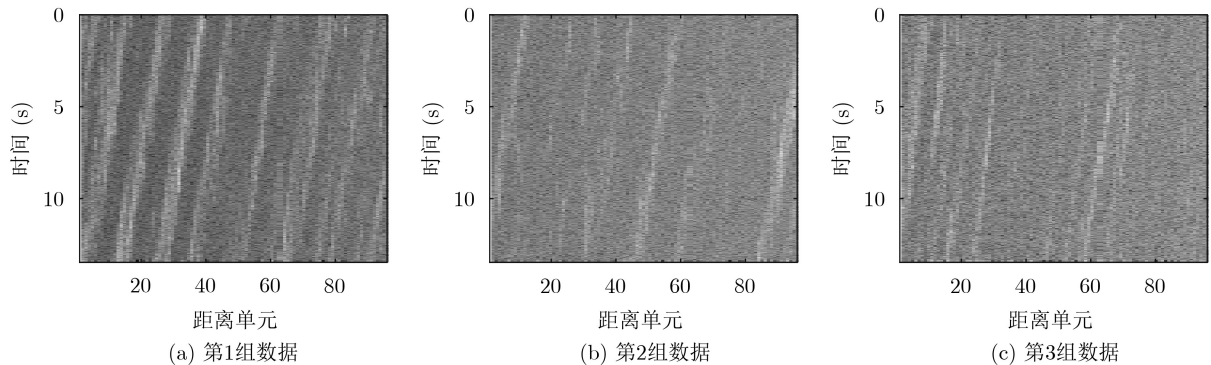


图5 3组数据的幅度图

移, f_r 是脉冲重复频率, $\mathbf{p}$ 为多普勒导向矢量。在实验中, 目标多普勒偏移在区间 $[-f_r/2, f_r/2]$ 中随机选取。目标回波的SCR定义为 $\text{SCR} = 10\lg(|a|^2/\bar{p}_c)$, 其中, $\bar{p}_c$ 是海杂波的平均功率水平。

基于球不变随机向量模型, 检测器通过待检测单元周围的参考单元数据估计杂波的散斑协方差矩阵, 进而完成杂波白化。为了保证检测器的性能损失小于3 dB, 通常参考单元数 P 与积累脉冲数 N 满足 $P \geq 2N$ ^[19]。然而, 3组数据相干脉冲数高达67334个, 而距离单元数目仅有96个, 无法获得足够与待检测单元具有近似或者相同散斑协方差矩阵的参考单元。针对该问题, 采用块白化方法在目标检测前对杂波进行白化。将待检测单元向量 $\mathbf{z}$ 和参考单元向量 $\mathbf{z}_p$ 分别截为长度为 N 的不重叠的短向量 $\mathbf{w}_l$ 和 $\mathbf{w}_{p,l}$, 满足条件 $P \geq 2N$

$$\left. \begin{aligned} \mathbf{z} &= [\mathbf{w}_1^T \ \mathbf{w}_2^T \ \cdots \ \mathbf{w}_{N_{\text{total}} \geq N}^T]^T \\ \mathbf{z}_p &= [\mathbf{w}_{p,1}^T \ \mathbf{w}_{p,2}^T \ \cdots \ \mathbf{w}_{p,N_{\text{total}} \geq N}^T]^T, p=1, 2, \dots, P \end{aligned} \right\} \quad (17)$$

其中, N_{total} 是总的相干脉冲数。采用归一化采样协方差矩阵(Normalized Sampled Covariance Matrix, NSCM)估计方法, 从第 l 块的参考单元数据中估计第 l 块的杂波散斑协方差矩阵

$$\hat{\mathbf{M}}_l = \frac{N}{P} \sum_{p=1}^P \mathbf{w}_{p,l} \mathbf{w}_{p,l}^H \geq \mathbf{w}_{p,l}^H \mathbf{w}_{p,l} \quad (18)$$

NSCM估计方法利用回波功率归一化处理, 可以有效抑制杂波功率起伏对散斑协方差矩阵估计的影响。利用估计的散斑协方差矩阵对回波数据进行块白化, 得到白化后待检测单元向量 $\bar{\mathbf{z}}$ 和参考单元向量 $\bar{\mathbf{z}}_p$

$$\left. \begin{aligned} \bar{\mathbf{z}} &= [\bar{\mathbf{w}}_1^T \ \bar{\mathbf{w}}_2^T \ \cdots \ \bar{\mathbf{w}}_{N_{\text{total}} \geq N}^T]^T \\ \bar{\mathbf{w}}_l &= \hat{\mathbf{M}}_l^{-1/2} \mathbf{w}_l, l=1, 2, \dots, N_{\text{total}} \geq N \\ \bar{\mathbf{z}}_p &= [\bar{\mathbf{w}}_{p,1}^T \ \bar{\mathbf{w}}_{p,2}^T \ \cdots \ \bar{\mathbf{w}}_{p,N_{\text{total}} \geq N}^T]^T, p=1, 2, \dots, P \\ \bar{\mathbf{w}}_{p,l} &= \hat{\mathbf{M}}_{p,l}^{-1/2} \mathbf{w}_{p,l}, l=1, 2, \dots, N_{\text{total}} \geq N \end{aligned} \right\} \quad (19)$$

最后在白化后的数据上使用CA-CFAR和OS-CFAR进行目标检测。

在实验中, 脉冲积累数 $N=10$, 参考单元数 $P=40$, 保护单元数目 $Q=2$, 虚警率 $P_{\text{fa}}=10^{-4}$, 目标SCR的值从0~30 dB均匀选取, 间隔为2 dB, 检测门限通过查表方法获得。分别在3组数据中加上仿真目标进行了 10^5 次独立试验, 获取全场景CFAR的CA-CFAR和OS-CFAR的平均检测概率。两种检测方法在不同SCR情况下的平均检测概率如图7所示。由图7可以看出, 在3组数据中, OS-CFAR

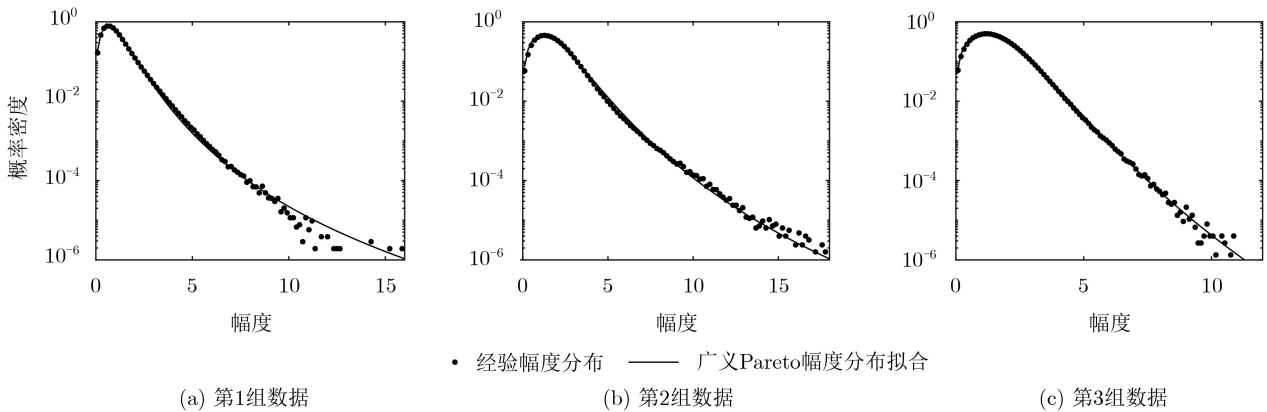


图6 3组数据的幅度分布拟合结果

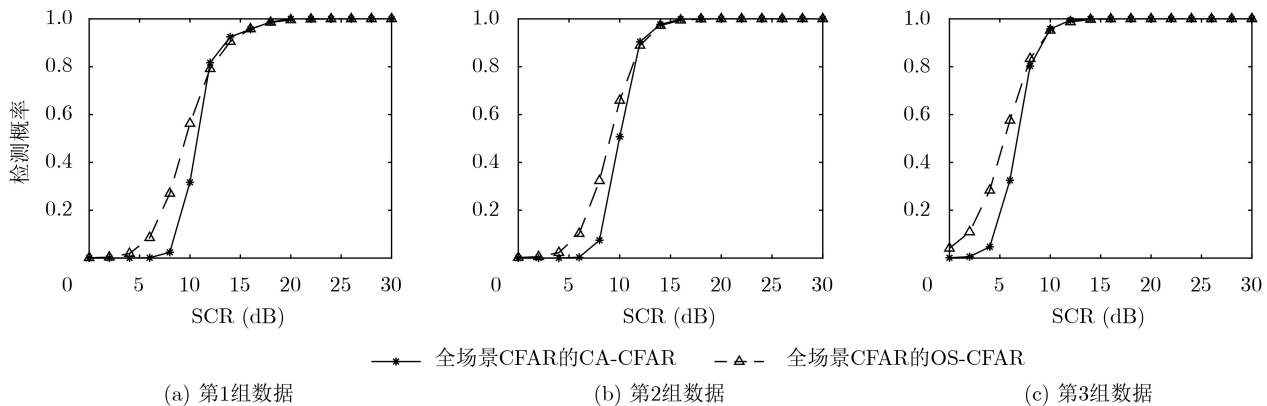


图7 全场景CFAR的CA-CFAR和OS-CFAR检测器在3组数据不同目标信杂比情况下的检测概率

的检测性能整体上优于CA-CFAR, 这是因为3组数据中存在一定异常单元。在高分辨对海雷达中, 海杂波表现出强非高斯性, 杂波中含有大量类似目标的尖峰回波并且海场景中可能存在岛礁, 因此海杂波中的异常分辨单元通常是不可避免的。因此, 在实际海杂波环境中, OS-CFAR检测方法的检测性能通常较好。

4 结束语

本文主要研究了广义Pareto分布海杂波背景下CA-CFAR和OS-CFAR两种非相干检测器的CFAR特性。理论分析表明, 两种非相干检测器关于杂波功率是CFAR的。为了保证全场景的CFAR检测, 在检测前对雷达回波白化处理以保证非相干检测器关于杂波散斑协方差矩阵的CFAR特性, 与此同时基于查表方法应用了匹配杂波形状参数、脉冲累积数和参考单元数的检测门限以保证非相干检测器对这3个参数的CFAR特性。实验结果表明, CA-CFAR和OS-CFAR检测器能保证全场景CFAR特性。

参 考 文 献

- [1] RICHARDS M A. Fundamentals of Radar Signal Processing[M]. 2nd ed. New York, United States: McGraw-Hill Education, 2014: 449-554.
- [2] 何友, 关键, 孟祥伟, 等. 雷达自动检测和CFAR处理方法综述[J]. 系统工程与电子技术, 2001, 23(1): 9-14, 85. doi: 10.3321/j.issn: 1001-506X.2001.01.003.
HE You, GUAN Jian, MENG Xiangwei, et al. Survey of automatic radar detection and CFAR processing[J]. *Systems Engineering and Electronics*, 2001, 23(1): 9-14, 85. doi: 10.3321/j.issn: 1001-506X.2001.01.003.
- [3] ROHLING H. Radar CFAR thresholding in clutter and multiple target situations[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 1983, 19(4): 608-621. doi: 10.1109/TAES.1983.309350.
- [4] 孟祥伟. 秩和非参数检测器在杂波边缘中的性能[J]. 电子与信息学报, 2019, 41(12): 2859-2864. doi: 10.11999/JEIT190136.
MENG Xiangwei. Performance of rank sum nonparametric detector at clutter edge[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2019, 41(12): 2859-2864. doi: 10.11999/JEIT190136.
- [5] 张玉石, 许心瑜, 尹雅磊, 等. L波段小擦地角海杂波幅度统计特性研究[J]. 电子与信息学报, 2014, 36(5): 1044-1048. doi: 10.3724/SP.J.1146.2013.01139.
ZHANG Yushi, XU Xinyu, YIN Yalei, et al. Research on amplitude statistics of L-band low grazing angle sea clutter[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2014, 36(5): 1044-1048. doi: 10.3724/SP.J.1146.2013.01139.
- [6] 时艳玲, 刘浩, 刘子鹏, 等. 基于GLRT的逆高斯纹理海杂波背景下目标检测器[J]. 信号处理, 2020, 36(12): 2067-2073. doi: 10.16798/j.issn.1003-0530.2020.12.013.
SHI Yanling, LIU Hao, LIU Zipeng, et al. The GLRT to detect target in sea clutter with inverse Gaussian texture[J]. *Journal of Signal Processing*, 2020, 36(12): 2067-2073. doi: 10.16798/j.issn.1003-0530.2020.12.013.
- [7] SHI Yanling. Three GLRT detectors for range distributed target in grouped partially homogeneous radar environment[J]. *Signal Processing*, 2017, 135: 121-131. doi: 10.1016/j.sigpro.2016.12.030.
- [8] WARD K D, TOUGH R J A, and WATTS S. Sea Clutter: Scattering, the K Distribution and Radar Performance[M]. London, United Kingdom: The Institution of Engineering and Technology, 2013: 101-143.
- [9] 李大朋, 姚迪. 对K分布形状参数的M估计器的再改进[J]. 电子与信息学报, 2011, 33(7): 1752-1755. doi: 10.3724/SP.J.1146.2010.00958.
LI Dapeng and YAO Di. A further enhanced M-estimator for the K-distribution shape parameter[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2011, 33(7): 1752-1755. doi: 10.3724/SP.J.1146.2010.00958.
- [10] 张坤, 水鹏朗, 王光辉. 相雷达K分布海杂波背景下非相干积累恒虚警检测方法[J]. 电子与信息学报, 2020, 42(7): 1627-1635. doi: 10.11999/JEIT190441.
ZHANG Kun, SHUI Penglang, and WANG Guanghui. Non-coherent integration constant false alarm rate detectors against K-distributed sea clutter for coherent radar system[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2020, 42(7): 1627-1635. doi: 10.11999/JEIT190441.
- [11] 赵文静, 刘畅, 刘文龙, 等. K分布海杂波背景下基于最大特征值的雷达信号检测算法[J]. 电子与信息学报, 2018, 40(9): 2235-2241. doi: 10.11999/JEIT171092.
ZHAO Wenjing, LIU Chang, LIU Wenlong, et al. Maximum eigenvalue based radar signal detection method for K distribution sea clutter environment[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2018, 40(9): 2235-2241. doi: 10.11999/JEIT171092.
- [12] FARSHCHIAN M and POSNER F L. The Pareto distribution for low grazing angle and high resolution X-band sea clutter[C]. 2010 IEEE Radar Conference, Washington, USA, 2010: 10-14. doi: 10.1109/RADAR.2010.5494513.
- [13] BALLERI A, NEHORAI A, and WANG Jian. Maximum likelihood estimation for compound-Gaussian clutter with inverse gamma texture[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2007, 43(2): 775-779. doi: 10.1109/TAES.2007.4285370.
- [14] 许述文, 王乐, 曾威良, 等. 逆伽马纹理复合高斯杂波参数的贝叶斯估计方法[J]. 太赫兹科学与电子信息学报, 2019, 17(4):

- 583–588. doi: [10.11805/TKYDA201904.0583](https://doi.org/10.11805/TKYDA201904.0583).
- XU Shuwen, WANG Le, ZENG Weiliang, *et al.* Bayesian estimation method for compound Gaussian clutter model with inverse gamma texture[J]. *Journal of Terahertz Science and Electronic Information Technology*, 2019, 17(4): 583–588. doi: [10.11805/TKYDA201904.0583](https://doi.org/10.11805/TKYDA201904.0583).
- [15] 于涵, 水鹏朗, 施赛楠, 等. 广义Pareto分布海杂波模型参数的组合双分位点估计方法[J]. 电子与信息学报, 2019, 41(12): 2836–2843. doi: [10.11999/JEIT190148](https://doi.org/10.11999/JEIT190148).
- YU Han, SHUI Penglang, SHI Sainan, *et al.* Combined bipercentile parameter estimation of generalized Pareto distributed sea clutter model[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2019, 41(12): 2836–2843. doi: [10.11999/JEIT190148](https://doi.org/10.11999/JEIT190148).
- [16] YU Han, SHUI Penglang, LU Kai, *et al.* Bipercentile parameter estimators of bias reduction for generalised Pareto clutter model[J]. *IET Radar, Sonar & Navigation*, 2020, 14(7): 1105–1112. doi: [10.1049/iet-rsn.2019.0622](https://doi.org/10.1049/iet-rsn.2019.0622).
- [17] BOCQUET S, ZUK J, and ROSENBERG L. Non-coherent radar detection probability in compound sea clutter with correlated speckle[C]. 2018 IEEE Radar Conference, Oklahoma, USA, 2018: 23–27. doi: [10.1109/RADAR.2018.8378546](https://doi.org/10.1109/RADAR.2018.8378546).
- [18] 李东宸, 水鹏朗, 许述文. 块白化杂波抑制的海面漂浮小目标检测方法[J]. 西安电子科技大学学报: 自然科学版, 2016, 43(6): 21–26. doi: [10.3969/j.issn.1001-2400.2016.06.004](https://doi.org/10.3969/j.issn.1001-2400.2016.06.004).
- LI Dongchen, SHUI Penglang, and XU Shuwen. Floating small target detection in the sea clutter via block-whitened clutter suppression[J]. *Journal of Xidian University*, 2016, 43(6): 21–26. doi: [10.3969/j.issn.1001-2400.2016.06.004](https://doi.org/10.3969/j.issn.1001-2400.2016.06.004).
- [19] REED I S, MALLETT J D, and BRENNAN L E. Rapid convergence rate in adaptive arrays[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 1974, 10(6): 853–863. doi: [10.1109/taes.1974.307893](https://doi.org/10.1109/taes.1974.307893).
- 张 坤: 男, 1989年生, 博士生, 研究方向为压缩感知、雷达信号处理和海面目标检测及其参数估计.
- 水鹏朗: 男, 1967年生, 教授, 博士生导师, 研究方向为雷达目标探测、图像处理和滤波器组设计与应用.
- 责任编辑: 余 蓉