

Fisher 纹理分布下基于匹配滤波的极化 SAR 图像 CFAR 检测方法

张嘉峰^{1,2}, 杨子渊¹, 张 鹏¹, 刘 涛¹

(1. 海军工程大学电子工程学院, 湖北武汉 430030; 2. 中国人民解放军 92118 部队, 浙江舟山 316000)

摘 要: 在已有的极化合成孔径雷达 (PolSAR) 图像恒虚警 (CFAR) 检测方法中, 存在着高分辨下杂波模型适用性差的难题。为此提出了一种 Fisher 分布下的 CFAR 检测方法, 并定义虚警损失率 (CFAR Loss, C_L) 以量化评估算法的恒虚警保持性能。首先, 在乘积模型框架下引入 Fisher 纹理变量, 推导出了多视极化匹配滤波 (Multi-look Polarization Matched Filter, MPMF) 检测量的概率密度函数 (PDF)。然后, 对 PDF 积分得到了虚警概率的闭合解析式, 并设计了 CFAR 检测流程。仿真数据和机载合成孔径雷达 (Airborne SAR, AIRSAR) 数据实验结果表明, 与基于 K 分布、 G_0 分布、Wishart 分布的 CFAR 检测算法以及双参数恒虚警 (two-Parameter CFAR, 2P-CFAR) 算法相比, 新方法具有良好的恒虚警保持性能和检测性能, 具有较强的鲁棒性, 且运算时间未明显增加, 相比于其他检测方法, 品质因数 (Figure of Merit, FoM) 平均高出 12.80%。

关键词: 极化合成孔径雷达 (PolSAR); 恒虚警 (CFAR); Fisher 分布; 虚警损失率 (CFAR Loss, C_L); 多视极化匹配滤波 (MPMF); 虚警概率; 品质因数 (FoM)

中图分类号: TN95 文献标识码: A 文章编号: 0372-2112 (2019)12-2533-11

电子学报 URL: <http://www.ejournal.org.cn> DOI: 10.3969/j.issn.0372-2112.2019.12.011

A New CFAR Detection Method of Polarimetric SAR Imagery Based on Matched Filter Under Fisher Texture

ZHANG Jia-feng^{1,2}, YANG Zi-yuan¹, ZHANG Peng¹, LIU Tao¹

(1. School of Electronic Engineering, Naval University of Engineering, Wuhan, Hubei 430030, China;

2. No. 92118 Unit of PLA, Zhoushan, Zhejiang 316000, China)

Abstract: There is a problem of the poor applicability of clutter models under high resolution with the existing constant false alarm rate (CFAR) detection methods in polarimetric synthetic aperture radar (PolSAR) imageries. To solve the problem, a CFAR detection method is proposed under Fisher texture, and the CFAR loss (C_L) is defined to quantitatively evaluate the CFAR maintenance performance of detection methods. Firstly, the probability density function (PDF) of the multi-look polarization matched filter (MPMF) metric is derived based on product model combining the hypothesis of the Fisher texture. Secondly, the PDF of the MPMF metric is integrated, and the analytical expression of the false alarm rate is obtained. The process of the proposed CFAR detection method is also designed. Compared with other methods based on K, G_0 and Wishart distribution, as well as the two-parameter CFAR (2P-CFAR) detector via simulation data and airborne SAR (AIRSAR) data, the proposed method has good constant false alarm maintenance performance and detection performance, strong robustness and no significant increase in operation time. Compared with other detection methods, the figure of merit (FoM) is 12.80% higher on average.

Key words: polarimetric synthetic aperture radar (PolSAR); constant false alarm rate (CFAR); Fisher distribution; constant false alarm rate loss (CFAR Loss, C_L); multi-look polarization matched filter (MPMF); false alarm rate; figure of merit (FoM)

1 引言

极化合成孔径雷达(SAR)是目前遥感领域最先进的传感器之一,利用极化信息检测 SAR 图像中的目标是极化 SAR 图像解译和应用的前沿课题^[1].对于高分辨非均匀区域极化 SAR 数据,通常使用乘积模型^[2]来对其描述. K 分布(纹理变量为 Gamma 分布)和 G_0 分布(纹理变量为逆 Gamma 分布)常用来描述高分辨非均匀区域的杂波协方差矩阵统计特性,为了使乘积模型适应的场景更加广泛, Tison 等人提出了 Fisher 分布模型^[3,4], Fisher 分布模型在强度归一化后为双参数模型,这实际上是增加了自由度和运算量来增加模型的适用度.近年来,在利用 Fisher 分布模型进行极化 SAR 图像目标检测方面, Jung 将 Fisher 分布模型应用于非均匀 SAR 图像杂波,提出了一种高效恒虚警(CFAR)检测方法,同时他提出的渐进近似参数估计算法,降低了 Fisher 分布参数估计的计算量^[5].王娜将满足特定天线方位角下的接收机功率命名为极化合成增强(PSE)检测量,利用 Fisher 分布对 PSE 检测量进行建模,提出了基于数据拟合的 CFAR 检测方案^[6].

在利用极化信息进行目标检测方面,比较著名的检测器有极化白化滤波(PWF)检测器^[7]、极化匹配滤波(PMF)检测器^[8]等.其中, PMF 检测器是一种信杂比最优检测器.文献[1]和文献[9]分别给出了 K 分布和 G_0 分布下基于多视极化匹配滤波(MPMF)检测器的 CFAR 检测方法,但 Fisher 纹理分布下基于 MPMF 检测器的 CFAR 检测解析方法尚未得出.本文对 Fisher 分布下 MPMF 检测量进行了统计建模,得到了检测量服从 KummerU 分布函数的统计类型,然后运用概率论相关知识,引入广义超几何函数和 MeijerG 函数的变换关系,对 MPMF 检测量进行积分,得到了检测量虚警概率关于检测门限的闭合解析式,运用数值法即可求解出特定虚警概率下的检测门限.

2 MPMF 检测量统计建模

在高分辨非高斯情形下,目前最常用的极化 SAR 图像模型为乘积模型^[7].假设各极化通道纹理变量相同,则对于极化散射矢量 \mathbf{s} ,在乘积模型框架下可作如下分解^[7]

$$\mathbf{s} = \sqrt{\tau} \mathbf{y} \quad (1)$$

其中, τ 为反映雷达散射截面积(RCS)特性的纹理变量, \mathbf{y} 为服从复高斯分布的相干斑矢量.通常情况下,假定 τ 和 \mathbf{y} 相互独立.

对极化散射矢量进行多视处理后的协方差矩阵为^[10]

$$\mathbf{C} = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \mathbf{s}_i \mathbf{s}_i^H = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \tau_i \mathbf{y}_i \mathbf{y}_i^H \quad (2)$$

其中, L 为视数,上标 H 表示共轭转置, i 表示第 i 个像素点, τ 为常数纹理变量, \mathbf{y} 为复高斯分布相干斑矢量.由于纹理变量的变化远慢于相干斑变量,因此一般假设多视处理的像素点具有相同的纹理变量,即 τ_i 独立于 i ,此时式(2)可简化为^[11]

$$\mathbf{C} = \tau \mathbf{Y} \quad (3)$$

其中,

$$\mathbf{Y} = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \mathbf{y}_i \mathbf{y}_i^H \quad (4)$$

Novak^[12]等人构造的 MPMF 检测统计量如下

$$z_h = \sum_{i=1}^L |\mathbf{h}^H \mathbf{s}_i|^2 = L \mathbf{h}^H \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{h} \quad (5)$$

其中, L 为视数, \mathbf{h} 为匹配增强矢量, \mathbf{s}_i 为第 i 个散射矢量, $\boldsymbol{\Sigma}$ 为样本协方差矩阵, $\boldsymbol{\Sigma}$ 可以分别代表杂波协方差矩阵或目标 + 杂波协方差矩阵,当 $\boldsymbol{\Sigma}$ 为杂波协方差矩阵时,该点的 z_h 值较小,当 $\boldsymbol{\Sigma}$ 为目标 + 杂波协方差矩阵时,该点的 z_h 值较大.式(5)是在纹理变量为常数时得出的,在纹理变量不为常数的乘积模型下,将式(1)代入式(5),可得

$$z = \sum_{i=1}^L |\mathbf{h}^H \sqrt{\tau} \mathbf{y}_i|^2 = \tau L \mathbf{h}^H \mathbf{Y} \mathbf{h} = \tau z_h \quad (6)$$

其中, τ 为纹理变量, \mathbf{Y} 为相干斑矢量 \mathbf{y} 的协方差矩阵.式(5)中检测统计量 z_h 服从参数为 (σ, L) 的 Gamma 分布^[11]

$$z_h \sim \gamma(\sigma, L) = \frac{z_h^{L-1}}{\Gamma(L)} \left(\frac{L}{\sigma} \right)^L e^{-\frac{Lz_h}{\sigma}} \quad (7)$$

其中, σ 为相干斑 MPMF 检测量均值, L 为视数, $\Gamma(\cdot)$ 为 Gamma 函数.式(6)中纹理变量 τ 服从 Fisher 分布,其 PDF 为^[13]

$$\tau \sim \varphi(u, v) = \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \tau^{v-1} (1+\tau)^{-u-v} \quad (8)$$

其中, u 和 v 分别为 Fisher 分布的自由度, $\Gamma(\cdot)$ 为 Gamma 函数^[14].

根据概率论的相关知识,可得式(6)中 MPMF 检测量 z 的 PDF 为

$$f(z) = \int_0^{+\infty} f(z, \tau) d\tau = \int_0^{+\infty} \gamma(\sigma, L) \varphi(u, v) J d\tau \quad (9)$$

其中, J 为雅可比行列式, $J = \partial(z_h) / \partial(z) = 1/\tau$, 将式(7)和式(8)代入式(9),则可化为

$$f(z) = \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \left(\frac{Lz}{\sigma} \right)^L \frac{1}{z\Gamma(L)} \int_0^{+\infty} \tau^{v-L-1} (1+\tau)^{-u-v} \exp\left(-\frac{Lz}{\sigma\tau}\right) d\tau \quad (10)$$

作变量代换 $m = 1/\tau$, 并根据 KummerU 函数的定义^[15],

$$U(a, b, z) = \frac{1}{\Gamma(a)} \int_0^{+\infty} \exp(-zt) t^{a-1} (1+t)^{b-a-1} dt, \text{ 式}$$

(10)可化简为

$$f(z) = \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \frac{\Gamma(L+u)}{z\Gamma(L)} \left(\frac{Lz}{\sigma}\right)^L U\left(L+u, L+1-v, \frac{Lz}{\sigma}\right) \quad (11)$$

式(11)即为 MPMF 检测量 z 的概率密度函数,其中, L 为视数,为了降低数据相关性对理论模型的影响,通常取等效视数, $\Gamma(\cdot)$ 为 Gamma 函数, u 和 v 分别为 Fisher 分布的自由度,实际上反映了杂波区域的均匀程度, σ 为相干斑 MPMF 检测量的均值, $U(\cdot)$ 为 KummerU 函数.

3 CFAR 检测门限求解和算法流程

对式(11) MPMF 检测量的 PDF 积分可得到其累积分布函数(CDF). 为方便积分,将式(11)中的 KummerU 函数展开为积分形式,对式(11)积分可得到检测量 z 的 CDF 为

$$F_z(T) = \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)\Gamma(L)} \left(\frac{L}{\sigma}\right)^L \int_0^T \int_0^{+\infty} m^{L+u-1} (1+m)^{-u-v} \exp\left(-\frac{Lzm}{\sigma}\right) z^{L-1} dm dz \quad (12)$$

其中, u 和 v 分别为 Fisher 分布变量的自由度参数, L 为等效视数, σ 为相干斑 MPMF 检测量的均值, $m = 1/\tau$, τ 为纹理变量, T 为检测门限. 已知不完全 Gamma 函数和广义超几何函数的变换关系为^[15]

$$\gamma(a, x) = \int_0^x e^{-t} t^{a-1} dt = a^{-1} x^a {}_1F_1(a; a+1; -x) \quad (13)$$

其中, $\gamma(a, x)$ 为不完全 Gamma 函数, ${}_pF_q(a_1, \dots, a_p; b_1, \dots, b_q; x)$ 为广义超几何函数,将式(13)代入式(12)可得

$$F_z(T) = \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)\Gamma(L)} \left(\frac{L}{\sigma}\right)^L \frac{T^L}{L} \int_0^{+\infty} m^{L+u-1} (1+m)^{-u-v} {}_1F_1\left(L; L+1; -\frac{LTm}{\sigma}\right) dm \quad (14)$$

广义超几何函数和 MeijerG 函数的变换关系如下^[15]

$${}_pF_q(a_1, \dots, a_p; b_1, \dots, b_q; -x) = \frac{\prod_{j=1}^q \Gamma(b_j)}{\prod_{j=1}^p \Gamma(a_j)} x G_{p,q+1}^{1,p} \left(x \left| \begin{matrix} -a_1, \dots, -a_p \\ -1, -b_1, \dots, -b_q \end{matrix} \right. \right), p \leq q+1 \quad (15)$$

其中, $G_{p,q}^{m,n} \left(x \left| \begin{matrix} a_1, \dots, a_p \\ b_1, \dots, b_q \end{matrix} \right. \right)$ 为 MeijerG 函数,将式(15)代入式(14)可得

$$F_z(T) = \left(\frac{LT}{\sigma}\right)^{L+1} \frac{\Gamma(L+1)\Gamma(u+v)}{\Gamma^2(L)\Gamma(u)\Gamma(v)L}$$

$$\cdot \int_0^{+\infty} m^{L+u} (1+m)^{-u-v} G_{1,2}^{1,1} \left(\frac{LTm}{\sigma} \left| \begin{matrix} -L \\ -1, -L-1 \end{matrix} \right. \right) dm \quad (16)$$

根据积分公式^[16]

$$\int_0^{\infty} x^{\rho-1} (x+\beta)^{-\sigma} G_{p,q}^{m,n} \left(ax \left| \begin{matrix} a_1, \dots, a_p \\ b_1, \dots, b_q \end{matrix} \right. \right) dx = \frac{\beta^{\rho-\sigma}}{\Gamma(\sigma)} G_{p+1,q+1}^{m+1,n+1} \left(a\beta \left| \begin{matrix} 1-\rho, a_1, \dots, a_p \\ \sigma-\rho, b_1, \dots, b_q \end{matrix} \right. \right) \quad (17)$$

式(16)可化为

$$F_z(T) = \frac{\Gamma(L+1)}{\Gamma^2(L)\Gamma(u)\Gamma(v)L} \left(\frac{LT}{\sigma}\right)^{L+1} G_{2,3}^{2,2} \left(\frac{LT}{\sigma} \left| \begin{matrix} -L-u, -L \\ v-L-1, -1, -L-1 \end{matrix} \right. \right) \quad (18)$$

式(18)即为 MPMF 检测量 z 的 CDF,可见其虚警概率为

$$P_{fa} = 1 - F_z(T) = 1 - \frac{\Gamma(L+1)}{\Gamma^2(L)\Gamma(u)\Gamma(v)L} \left(\frac{LT}{\sigma}\right)^{L+1} G_{2,3}^{2,2} \left(\frac{LT}{\sigma} \left| \begin{matrix} -L-u, -L \\ v-L-1, -1, -L-1 \end{matrix} \right. \right) \quad (19)$$

其中, P_{fa} 为虚警概率, T 为检测门限, $\Gamma(\cdot)$ 为 Gamma 函数, L 为等效视数, u 和 v 分别为 Fisher 分布纹理变量的自由度, σ 为相干斑 MPMF 检测量的均值, $G(\cdot)$ 为 MeijerG 函数,通过设置合理的 CFAR 检测恒虚警概率 P_{fa} , 可通过式(19)利用数值求解的方法求解出具体的检测门限 T . 对于由式(6)得到的 MPMF 检测量 z , 高于门限为目标, 低于门限则为杂波.

利用式(19)求解检测门限需要对等效视数 L 、Fisher 分布的自由度参数 u 和 v 以及相干斑 MPMF 检测量均值 σ 进行估计, 本文采用基于子矩阵对数累积量的估计方法对等效视数 L 进行估计^[17], 采用基于对数累积量的 Fisher 参数估计方法对自由度参数 u 和 v 进行估计^[13]. σ 值可由下式获得

$$E(z) = E(\tau)E(z_h) = E(\tau)\sigma \quad (20)$$

已知 Fisher 分布纹理变量 τ 的均值为^[13]

$$E(\tau) = \frac{v}{u-1} \quad (21)$$

因此可得 σ 值为

$$\sigma = E(z)/E(\tau) = (u-1)E(z)/v \quad (22)$$

其中, u 和 v 分别为 Fisher 分布自由度参数, $E(z)$ 为 MPMF 检测量 z 的均值, $E(z)$ 可由式(23)确定

$$E(z) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N z_i \quad (23)$$

式(23)中 z_i 为第 i 个 MPMF 检测量, N 为 MPMF 检测量的总个数, 则基于 MPMF 检测量的 CFAR 检测算法如算法 1 所示:

算法 1 Fisher 分布下基于白化滤波的 CFAR 检测算法

- 步骤 1** 对极化 SAR 协方差矩阵数据进行 MPMF 处理, 得到检测统计量;
- 步骤 2** 利用协方差矩阵数据估计等效视数 L 和 Fisher 分布参数 u 和 v , 利用估计获得的 u 和 v 计算得到 σ ;
- 步骤 3** 将估计得到的等效视数 L 、Fisher 自由度参数 u 、 v 及相干斑 MPMF 检测量 σ 代入式 (19), 利用二分法求解出给定恒虚警概率下的检测门限, 二分法搜索范围可设置为检测区域内 MPMF 检测量的最小值至最大值, 为防止理论检测门限高于 MPMF 检测量的最大值, 也可适当扩大二分法搜索范围;
- 步骤 4** 对图像所有像素进行二元判决, 检测值高于门限为目标, 低于门限为杂波, 得到检测区域的二值结果图。

4 实验结果及分析

基于本文所提 Fisher 分布及 CFAR 检测方法, 采用仿真数据和实测数据分别对虚警损失率及检测概率和实际 CFAR 检测结果进行分析, 虚警损失率 (CFAR Loss, C_L) 定义如下

$$C_L = \left| 20 \log \left(\frac{\bar{P}_{fa}}{P_{fa}} \right) \right| \quad (24)$$

上式中, C_L 表征了某区域杂波给定检测阈值下的实际虚警概率 \bar{P}_{fa} 与恒虚警概率 P_{fa} 之间的相关误差。CFAR 检测方法的 C_L 越接近于 0, 则表示恒虚警保持效果越好。

4.1 虚警损失率及检测概率分析

采用 Fisher 分布仿真数据进行虚警损失率和检测概率结果分析, 将所提方法与 K 分布 PMF 检测方法^[18]、 G_0 分布 PMF 检测方法^[9]、Wishart 分布 PWF 检测方法^[19] 进行对比分析。

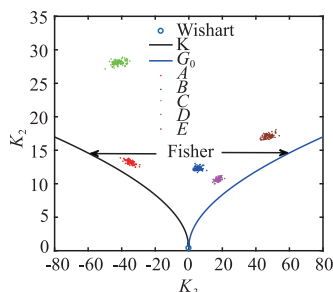
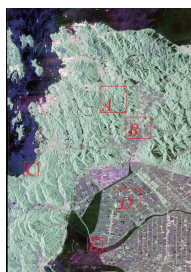


图1 仿真数据参数产生区域 图2 区域ABCDE模型辨识结果

仿真数据等效视数 L 及参数 u 和 v 来源于日本玉野 Kojimawan 附近区域得到的 AIRSAR 数据 (下载网址: <https://vertex.daac.asf.alaska.edu/>), 图 1 中 A、B、C、D 和 E 为 L 波段数据的参数产生区域, 图 2 为这五块区域基于对数累积量的模型辨识结果, 纵横坐标中 K_3 、 K_2 分别为 Fisher 分布模型的三阶、二阶对数累积量^[20]。可以看出, 这五块区域的散点均落在 Fisher 分布范围内, 因此可认为服从 Fisher 分布。

对上述五块实测区域分别进行 Fisher 分布参数估计^[13] 和等效视数估计^[2,17] 后用以产生五组仿真数据, 每组仿真数据包含杂波数据和目标 + 杂波数据, 数据为 5×10^5 。对每块实测区域进行协方差矩阵平均得到每组仿真数据的杂波协方差矩阵 Σ_c , 目标杂波比 (TCR) 设置为 1, TCR 定义如下

$$\text{TCR} = 10 \log \left(\frac{\text{Tr}(\Sigma_t)}{\text{Tr}(\Sigma_c)} \right) \quad (25)$$

其中, Σ_t 和 Σ_c 分别为目标和杂波的协方差矩阵, $\text{Tr}(\cdot)$ 表示矩阵的迹。目标协方差矩阵 Σ_t 关键参数^[16] ε 设置为 0.19, γ 设置为 1.00, $\rho\sqrt{\gamma}$ 设置为 0.28, 上述五块区域的参数估计结果如表 1 所示, 虚警损失率 C_L 随检测门限 T 变化曲线如图 3 所示。

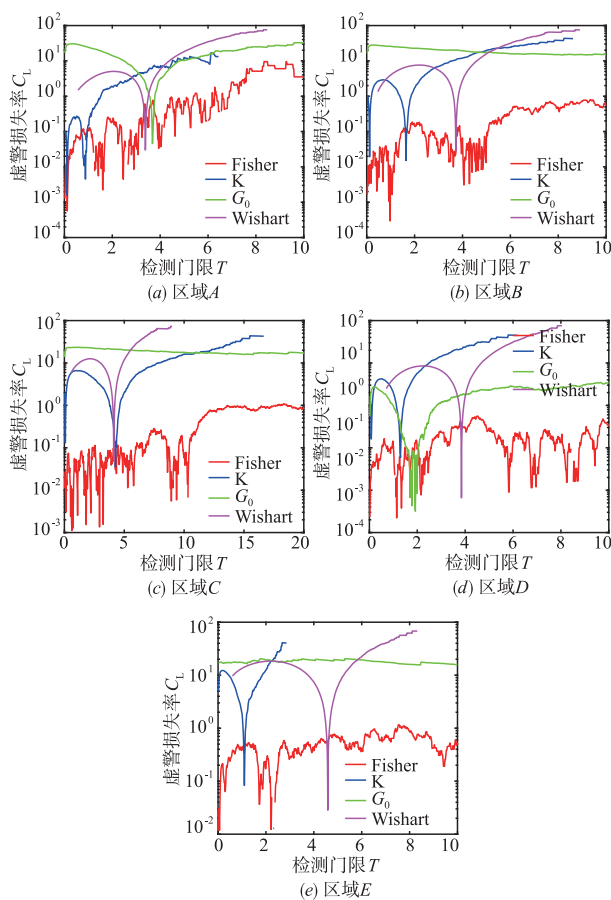


图3 不同区域虚警损失率 C_L 随检测门限 T 变化曲线

表 1 参数估计结果

区域	等效视数 L	Fisher 分布参数 u	Fisher 分布参数 v	K 分布参数 α	G_0 分布参数 λ
A	3.53	9.23	1.28	1.10	0.23
B	3.41	1.88	2.61	0.69	0.85
C	3.30	1.29	0.96	0.82	0.31
D	3.45	1.61	8.56	0.60	1.32
E	3.28	1.10	4.74	0.22	0.84

图 3 中 Fisher、K、 G_0 和 Wishart 分别代表本文方法、文献[18]方法、文献[9]方法和文献[19]方法. 从图 3 中可以看出, 对于不同的 Fisher 分布区域数据, 本文方法的虚警损失率 C_l 在四种方法中总是较低的, 尤其是当门限逐渐变大时, 本文方法的 C_l 将始终小于其他三种方法, 这体现了本文 CFAR 检测方法良好的恒虚警保持效果. 可以看出, 图 3 中文献[18]、文献[9]和文献[19]检测方法的 C_l 曲线呈“漏斗”状, 这是因为这三种方法的实际虚警概率曲线和恒虚警概率曲线存在交点, 当门限处于交点时 C_l 值达到最小, 当门限不处于交点时, C_l 值则会变大. 本文方法的 Fisher 分布假设与杂波数据拟合良好, 因此 C_l 值始终处于较低水平.

为比较上述四种检测方法的检测性能, 对其检测概率率进行对比分析. 本文方法、文献[18]方法和文献[9]方法均基于 PMF 检测器, 检测量获取方法相同, 因此当虚警概率率相同时实际检测概率也相同, 所以仅比较了本文方法和文献[19]方法的检测概率. 本文方法和文献[19]检测方法的检测概率 P_d 随虚警概率 P_{fa} 变化曲线如图 4 所示, 可以看出, 在五种不同杂波区域, 本文方法的检测概率始终高于文献[19]检测方法, 本文方法在具有良好恒虚警保持效果前提下仍具有最高的检测概率.

4.2 算法运算量分析

本节对本文所提方法、文献[18]方法、文献[9]方法和文献[19]方法的算法运行时间进行了分析. 对 4.1 节 A、B、C、D、E 五块实测区域分别进行参数估计后产生五组仿真数据, 每组仿真数据包含杂波数据和目标 + 杂波数据, 数据各为 5×10^5 , TCR 设置为 1, 等效视数

设置为 4, 恒虚警概率设置为 10^{-4} , 各算法运行时间和实际虚警概率如下表 2 所示.

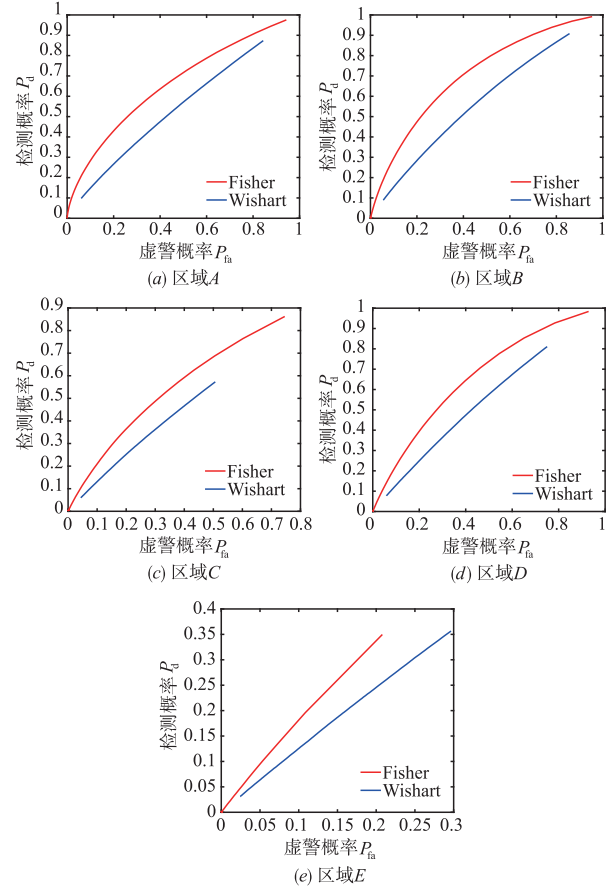


图 4 不同区域检测概率 P_d 随虚警概率 P_{fa} 变化曲线

表 2 各算法运行时间和实际虚警概率

仿真数据	算法运行时间(s)				实际虚警概率			
	本文方法	文献[18]方法	文献[9]方法	文献[19]方法	本文方法	文献[18]方法	文献[9]方法	文献[19]方法
A	3.82	3.48	3.34	2.97	1.0×10^{-4}	0	0	0.08
B	3.70	3.45	3.24	2.90	1.2×10^{-4}	5.6×10^{-4}	0	0.075
C	3.62	3.51	3.25	2.92	1.4×10^{-4}	5.8×10^{-4}	0	0.06
D	3.84	3.63	3.51	2.95	0.8×10^{-4}	1.1×10^{-3}	0	0.07
E	3.62	3.53	3.32	3.01	1.2×10^{-4}	1.4×10^{-3}	0	0.027

从表 2 中可以看出, 在不同的仿真数据实验中, 四种检测方法的运行时间都在 2s 至 4s 之间, 且本文方法的运行时间总是最长的, 但与其他三种检测方法相差不大. 在各仿真数据实验中, 四种方法用时由多至少依次为本文方法、文献[18]方法、文献[9]方法、文献[19]方法, 本文方法的 Fisher 分布模型为双参数模型, 参数估计比其他三种方法的单参数模型用时更长. 文献[18]方法和文献[9]方法中参数估计需要用到 PWF 检测量, 因此在进行 PMF 处理后还需得到 PWF 检测量以进行参数估计, 而本文方法不需要额外进行 PWF 处理, 因此本文方法的运行时间与文献[18]方法和文献

[9]方法相比仅有较小增加. 文献[19]方法基于 Wishart 分布模型, 只需对等效视数进行估计, 且给出了检测门限的解析表达式, 门限可直接通过表达式得出, 而其他方法还需要通过虚警概率的解析形式求解检测门限, 因此, 文献[19]方法的运行时间是最少的.

从实际虚警概率方面来看, 本文方法的实际虚警概率与所设置的恒虚警概率最为接近, 恒虚警保持效果最好, 综合看来, 本文方法运行时间比其他方法稍有增加, 但具有更好的恒虚警保持效果.

4.3 CFAR 检测结果分析

采用日本玉野 Kojimawan 附近区域的 AIRSAR 数

据进行 CFAR 检测,检测区域分别为 Fisher 分布区域和非 Fisher 分布区域,以分析本文方法鲁棒性,所采用检测方法分别为本文方法、文献[18]方法、文献[9]方法、文献[19]方法以及经典的 2P-CFAR 检测方法^[21].

4.3.1 Fisher 分布区域

CFAR 检测区域如图 5 中 A、B、C 所示,图 6 为区域 A、B、C 的模型辨识结果,三块区域的散点均落于 Fisher 分布区域,因此杂波可认为服从 Fisher 分布.

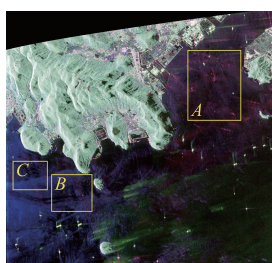


图5 CFAR检测区域

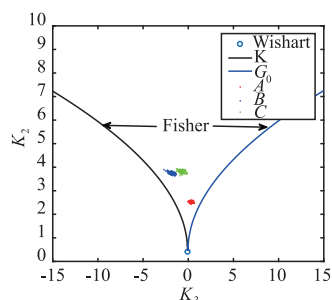
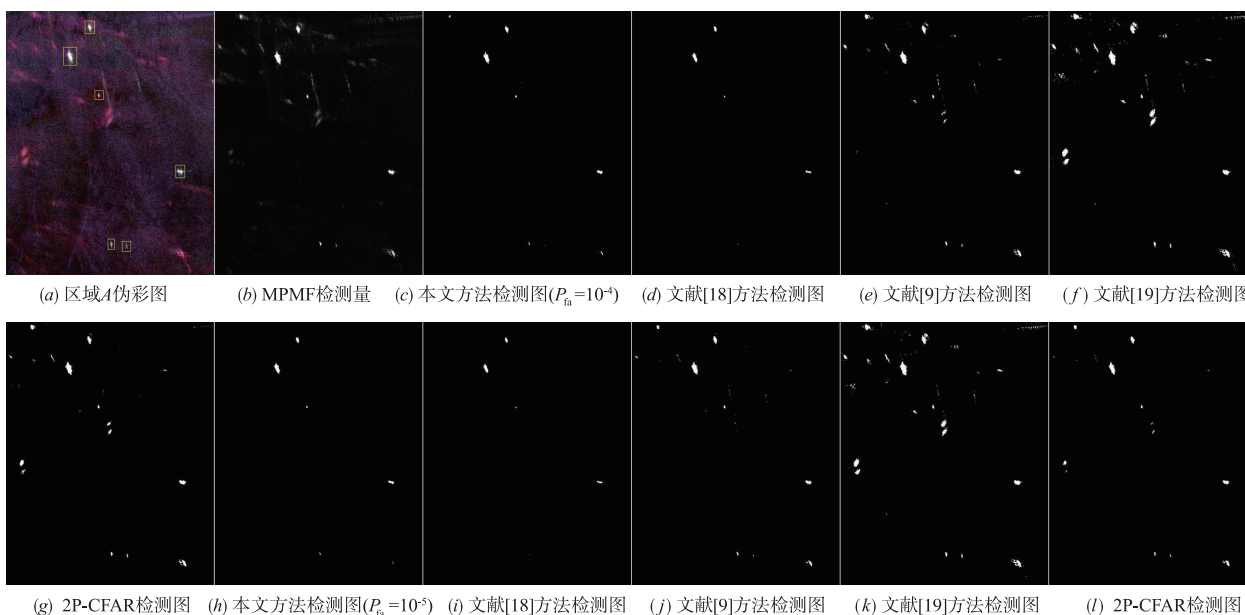


图6 区域ABC模型辨识结果

选取区域中海面杂波协方差矩阵的均值作为杂波协方差矩阵,选取舰船目标协方差矩阵均值作为目标协方差矩阵,区域 A 的 CFAR 检测结果如图 7 所示,其中 P_{fa} 表示虚警概率. 由图 7 可以看出,经 MPMF 处理后,图 7(b) 中目标与杂波同时被增强,设置恒虚警概率为 10^{-4} ,分别得到本文方法、文献[18]方法、文献[9]方法、文献[19]方法和 2P-CFAR 算法的检测结果图. 图 7(c)、(d) 中杂波得到了很好地抑制,仅存在少量的虚警点,但图 7(c) 中 5 个目标被全部检测出来,而图 7(d) 中只检测出 4 个目标. 图 7(e) ~ (g) 中虽然目标也全部被检测出来,但虚警点数目较多,检测效果较差. 降低恒虚警概率至 10^{-5} ,图 7(h) 中虚警点有所抑制,但有 1 个目标出现了漏警,图 7(i) 中虽然不存在虚警,但有 2 个目标出现了漏警. 图 7(j) 和图 7(l) 由于虚警概率的降低杂波得到了有效抑制,但相比图 7(h) 和图 7(i) 仍较多. 图 7(k) 中杂波抑制效果并不明显,相比其他方法检测效果更差.



(a) 区域A伪彩图 (b) MPMF检测量 (c) 本文方法检测图($P_{fa}=10^{-4}$) (d) 文献[18]方法检测图 (e) 文献[9]方法检测图 (f) 文献[19]方法检测图 (g) 2P-CFAR检测图 (h) 本文方法检测图($P_{fa}=10^{-5}$) (i) 文献[18]方法检测图 (j) 文献[9]方法检测图 (k) 文献[19]方法检测图 (l) 2P-CFAR检测图

图7 区域A检测结果

分别采用本文方法、文献[18]方法、文献[9]方法、文献[19]方法和 2P-CFAR 算法对区域 B 进行 CFAR 检测,检测结果如图 8 所示. 从图 8 中可以看出,当恒虚警概率为 10^{-5} 时,图 8(c)、8(d)、8(g) 中均可以检测出全部 9 个舰船目标,且均存在 1 处虚警. 图 8(e) 中虚警得到了完全地抑制,但出现了 1 处漏警. 而图 8(f) 中目标增强效果明显,不存在被漏警的风险,但出现了大片的虚警,杂波抑制效果较差. 当恒虚警概率为 10^{-6} 时,图 8(h) 和图 8(i) 中仍可以检测出全部 9 个目标,但虚警并没有得到更好地抑制. 图 8(j) 中检测性能严重下降,仅能检测出 4 个目标,图 8(k) 中杂波抑制效果也并不

明显. 此外,图 8(l) 中虚警得到滤除,但仅能检测出 8 个目标.

分别采用本文方法、文献[18]方法、文献[9]方法、文献[19]方法和 2P-CFAR 算法对区域 C 进行 CFAR 检测,检测结果如图 9 所示. 从图 9 中可以看出,当恒虚警概率为 10^{-3} 时,图 9(c) ~ (g) 中均可以检测出全部 6 个舰船目标,但均存在虚警. 图 9(e) 中虚警得到了较好抑制,仅存在 1 处较大的虚警,图 9(c)、9(d)、9(g) 中虚警点仍较多,图 9(f) 中下半区域则出现了大片的虚警,杂波抑制效果很差,主要原因为 Wishart 分布假设下的门限过低,不能很好地滤除虚警点. 当恒虚警概

率为 10^{-4} 时,图 9(h)、9(i)、9(k)中仍可以检测出全部 6 个目标,且图 9(h)、9(i)中虚警得到了较好地抑制,图 9(k)中虽然虚警抑制效果有提升,但总体虚警数量

仍较多.图 9(j)、9(l)中则出现漏警,仅能检测出 5 个目标.

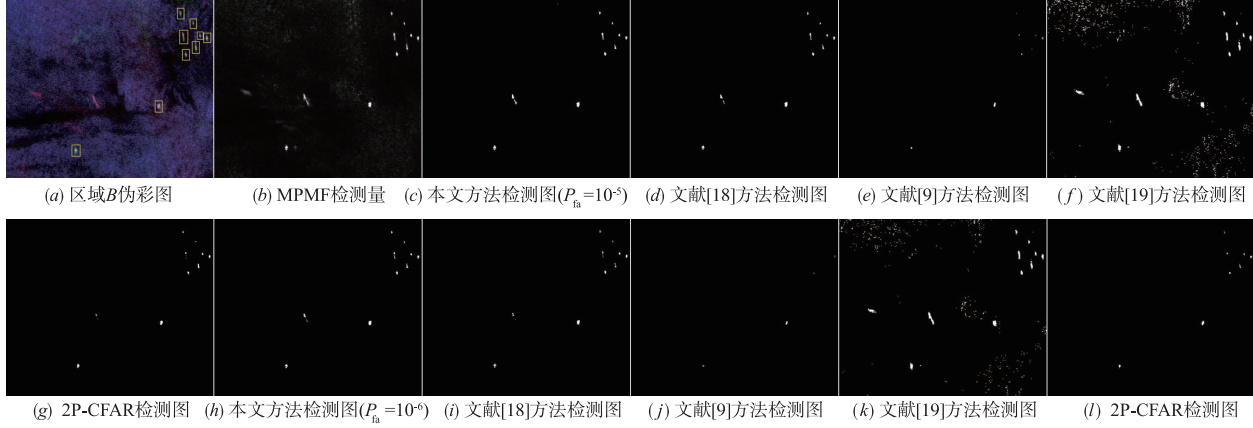


图8 区域B检测结果

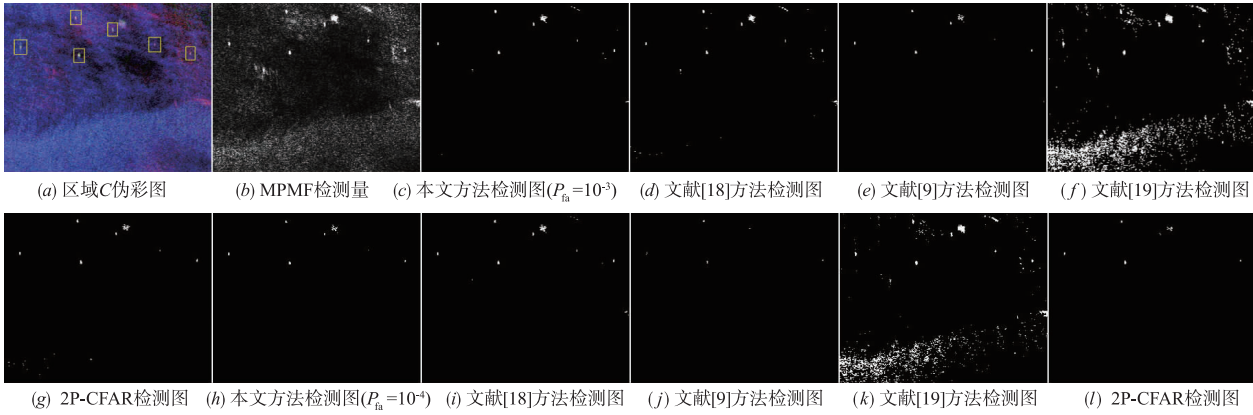


图9 区域C检测结果

表 3 给出了区域 A、B、C 检测结果的主要参数,其中横线代表虚警区域数量较多.表中 N_{gt} 为目标的总个数, N_{id} 为实际检测到的目标个数, N_{fa} 为虚警区域个数, N_{om} 为漏警数, P_d 为检测概率, FoM 为品质因数^[22], 品质因数定义如下

$$FoM = \frac{N_{id}}{(N_{fa} + N_{gt})} \quad (26)$$

从表 3 中可以看出,对于区域 A,当恒虚警概率为 10^{-4} 时,本文方法、文献[9]方法、文献[19]方法和 2P-CFAR 算法无漏警,且在无漏警的所有检测方法中本文方法虚警数量是最少的,可同时兼顾目标检测效果和杂波抑制效果.当恒虚警概率降低为 10^{-5} 时,本文方法和文献[18]方法分别出现了 1 处和 2 处漏警,但其虚警数量远远小于其他检测方法.从品质因数来看,本文方法始终高于大部分其他检测方法,具有良好的目标检测效果和虚警抑制效果.对于区域 B,这 5 种检测方法除文献[19]方法外虚警数量均较少,当恒虚警概率

为 10^{-5} 时,除文献[19]方法虚警数量较多外,其他检测方法均具有良好的虚警抑制效果,且品质因数较高,但文献[9]方法出现了 1 处漏警.当恒虚警概率降低至 10^{-6} 时,文献[9]方法漏警更加严重,同时 2P-CFAR 算法也出现了 1 处漏警,文献[19]方法的虚警区域仍未得到有效抑制,检测效果仍不理想.相比较而言,本文方法和文献[18]方法的检测效果则较好,无漏警出现且虚警数量保持在较低水平.从品质因数方面来看,本文方法和文献[18]方法的品质因数均高于其他检测方法,具有最优的检测性能.对于区域 C,文献[19]方法中虚警数量较其他方法始终较多,当恒虚警概率为 10^{-3} 时,所有方法均能检测出所有目标,但除文献[9]方法仅有 1 处虚警外,其他方法虚警数量仍然较多.当恒虚警概率降低至 10^{-4} 时,本文方法的虚警区域数量明显减少,虚警得到了有效抑制,文献[18]方法的虚警虽得到更好抑制,但整体数量仍比较多,而文献[9]方法和 2P-CFAR 算法均出现了 1 处漏警,文献[19]方法

表 3 区域 A、B、C 检测结果参数

检测区域	参数 u	参数 v	恒虚警概率	检测方法	N_{gt}	N_{td}	N_{fa}	N_{om}	P_d (%)	FoM (%)
A	6.83	17.76	10^{-4}	本文方法	6	6	2	0	100.00	75.00
				文献[18]方法	6	5	0	1	83.33	83.33
				文献[9]方法	6	6	11	0	100.00	35.29
				文献[19]方法	6	6	20	0	100.00	23.08
				2P-CFAR	6	6	10	0	100.00	37.50
			10^{-5}	本文方法	6	5	1	1	83.33	71.43
				文献[18]方法	6	4	0	2	66.67	66.67
				文献[9]方法	6	6	8	0	100.00	42.86
				文献[19]方法	6	6	18	0	100.00	25.00
				2P-CFAR	6	6	6	0	100.00	50.00
B	35.14	5.38	10^{-5}	本文方法	9	9	1	0	100.00	90.00
				文献[18]方法	9	9	1	0	100.00	90.00
				文献[9]方法	9	8	0	1	88.89	88.89
				文献[19]方法	9	9	—	0	—	—
				2P-CFAR	9	9	1	0	100.00	90.00
			10^{-6}	本文方法	9	9	1	0	100.00	90.00
				文献[18]方法	9	9	1	0	100.00	90.00
				文献[9]方法	9	4	0	5	44.44	44.44
				文献[19]方法	9	9	—	0	—	—
				2P-CFAR	9	8	0	1	88.89	88.89
C	6.34	29.09	10^{-3}	本文方法	6	6	8	0	100.00	42.86
				文献[18]方法	6	6	16	0	100.00	27.27
				文献[9]方法	6	6	1	0	100.00	85.71
				文献[19]方法	6	6	—	0	—	—
				2P-CFAR	6	6	13	0	100.00	31.58
			10^{-4}	本文方法	6	6	1	0	100.00	85.71
				文献[18]方法	6	6	5	0	100.00	54.55
				文献[9]方法	6	5	0	1	83.33	83.33
				文献[19]方法	6	6	—	0	—	—
				2P-CFAR	6	5	0	1	83.33	83.33

的虚警区域数量仍未有效减少,检测效果仍不理想.综合 1 来看,本文方法在低漏警率的基础上具有良好的虚警抑制效果,品质因数平均高出其他检测方法 12.80%,检测性能良好.

4.3.2 非 Fisher 分布区域

本文方法在 Fisher 分布区域具有良好的检测性能,为验证杂波不为 Fisher 分布时本文方法的检测效果,选取如下非 Fisher 分布区域进行 CFAR 检测. CFAR 检测区域如图 10 中 D、E、F 所示,模型辨识结果(不含目标)如

图 11 所示. 区域 D、E、F 散点分别集中位于 K、 G_0 、逆 Beta 分布区域,因此认为杂波分别服从 K、 G_0 、逆 Beta 分布.

选取区域中海面杂波协方差矩阵的均值代替杂波协方差矩阵,选取舰船目标协方差矩阵均值作为目标协方差矩阵,本文方法、文献[18]方法、文献[9]方法、文献[19]方法和 2P-CFAR 算法的检测结果如图 12 所示,其中 P_{fa} 表示虚警概率. 由图 12 可看出,对于区域 D 来说,所有检测方法的目标均可被检测出,但文献[19]方法出现了较多虚警,影响了目标判断,其他 4 种方法

虚警则较少. 对于区域 E 来说, 本文方法可检测出所有目标且无虚警, 文献 [18] 方法仅能检测出 4 个目标, 文献 [9] 方法无漏警但虚警较严重, 文献 [19] 方法和 2P-CFAR 算法可检测出所有目标但存在少量虚警. 对于区域 F 来说, 各检测方法均检测出了所有目标, 但本文方法虚警数量极少且是所有方法中虚警抑制效果最好的, 但左下角小目标存在漏检可能, 文献 [9] 方法、文献 [19] 方法和 2P-CFAR 算法中的虚警数量较多, 严重影响了目标的判断. 综上分析, 本文方法在 K 、 G_0 和逆 Beta 分布区域仍具有最高的检测概率和较优的虚警抑制效果, 鲁棒性较强, 但也存在小目标被漏检的风险.

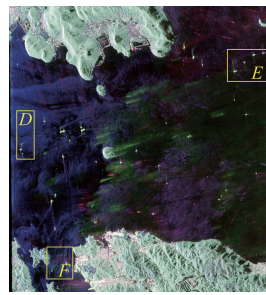


图10 CFAR检测区域

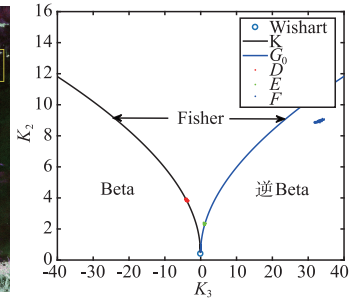


图11 区域DEF模型辨识结果

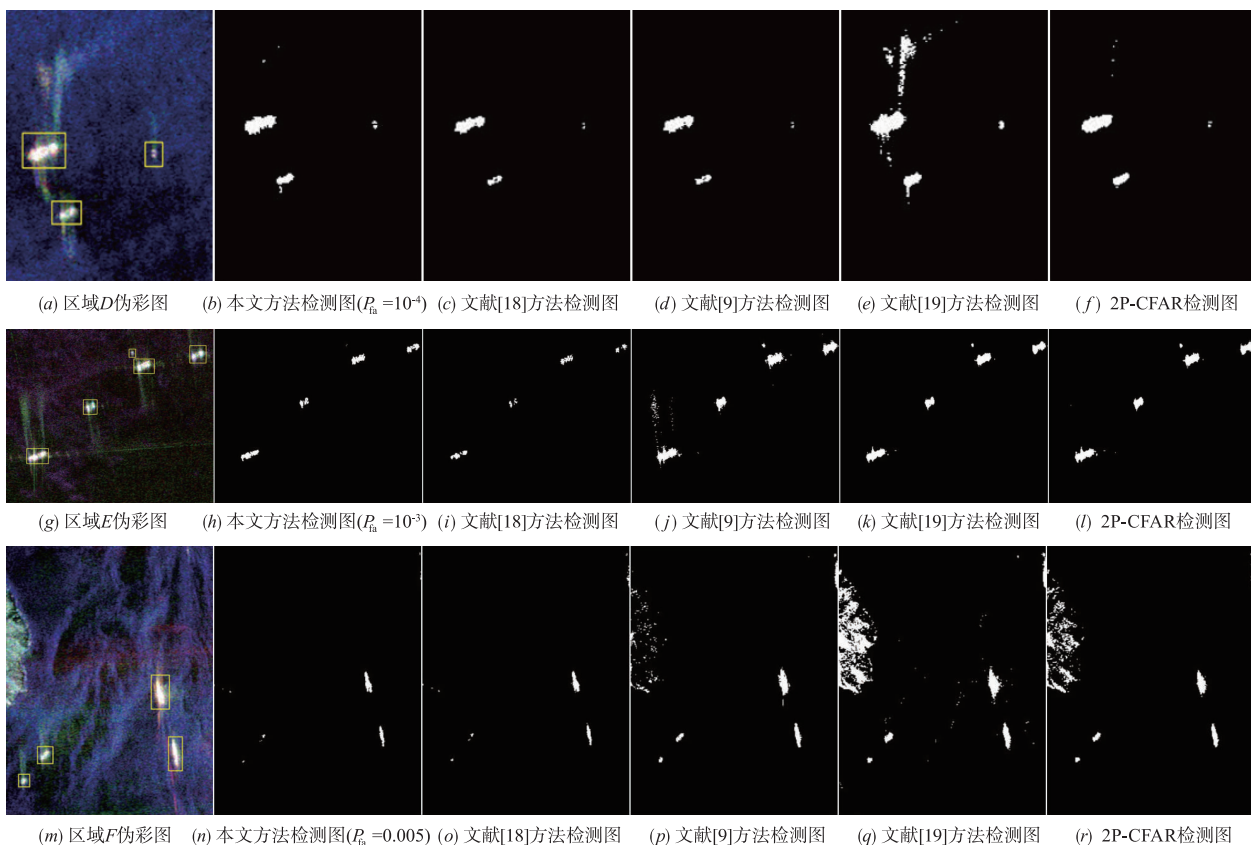


图12 区域D、E、F检测结果

5 结论

本文提出了一种 Fisher 分布下基于匹配滤波的具有闭合解析虚警概率表达式的极化 SAR 图像 CFAR 检测方法, 并定义虚警损失率用以评估 CFAR 检测算法的恒虚警保持性能. 仿真数据实验结果表明, 新方法在 Fisher 分布区域的虚警损失率最低, 检测概率更高且运算时间未明显增加. AIRSAR 实测数据结果表明, 在 Fisher 分布区域新方法的品质因数平均高出其他检测方法 12.80%, 在非 Fisher 分布区域, 本文方法的检测效果仍良好, 具有较强的鲁棒性.

参考文献

[1] 王娜. 极化 SAR 图像人造目标检测技术研究[D]. 长沙: 国防科学技术大学. 2012.

[2] 刘涛, 崔浩贵, 毛滔, 等. 基于子矩阵对数累积量的极化合成孔径雷达图像等效视图数估计新方法[J]. 中国科学: 信息科学, 2012, 42(11): 1459 - 1470.

LIU Tao, CUI Hao-gui, MAO Tao, et al. Novel estimation of the equivalent number of looks in polarimetric SAR imagery based on log-cumulants of sub-covariance-matrix [J]. Scientia Sinica Informationis, 2012, 42(11): 1459 - 1470. (in Chinese)

- [3] TISON C, NICOLAS J M, TUPIN F. Accuracy of Fisher distributions and log-moment estimation to describe amplitude distributions of high resolution SAR images over urban areas [A]. Proceedings of the 2003 IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium [C]. Piscataway, NJ, USA; IEEE, 2003. 1999 – 2001.
- [4] TISON C, NICOLAS J M, TUPIN F, et al. A new statistical model for Markovian classification of urban areas in high-resolution SAR images [J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing Symposium, 2004, 42 (10): 2046 – 2057.
- [5] JUNG C H, KWAG Y K. Efficient parameter estimation based SAR-CFAR detection algorithm for non-homogeneous clutter environment [A]. Proceedings of the 2012 IET International Conference on Radar Systems [C]. Glasgow, UK; Curran Associates, 2012. 1 – 4.
- [6] WANG N, HU C, ZHAO L, et al. Polarimetric SAR target detection based on polarization synthesis [J]. IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium, 2012, 53(60): 5899 – 5902.
- [7] NOVAK L M, BURL M C. Optimal speckle reduction in polarimetric SAR imagery [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1990, 26(2): 293 – 305.
- [8] BOERNER W M, KOSTINSKI A B, JAMES B D. On the concept of the polarimetric matched filter in high resolution radar imagery: an alternative for speckle reduction [A]. Proceedings of the 1988 IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium [C]. Piscataway, NJ, USA; IEEE, 1988. 69 – 72.
- [9] WANG N, LIU L, HU C, et al. A novel polarimetric CFAR target detection method [A]. Proceedings of the 2011 IEEE International Workshop on Multi-Platform/multi-Sensor Remote Sensing and Mapping [C]. Xiamen, China; IEEE, 2011. 1 – 6.
- [10] 刘国庆, 黄顺吉, Torre A, 等. 一种新的多视全极化 SAR 目标检测器及其性能分析 [J]. 信号处理, 1998, 14(2): 110 – 116.
LIU Guo-qing, HUANG Shun-ji, Torre A, et al. A new multi-look polarimetric SAR target detector and its performance analysis [J]. Signal Processing, 1998, 14(2): 110 – 116. (in Chinese)
- [11] LIU G Q, HUANG S J, TORRE A, et al. The multilook polarimetric whitening filter (MPWF) for intensity speckle reduction in polarimetric SAR images [J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 1998, 36(3): 1016 – 1020.
- [12] NOVAK L M, SECHTIN M B, CARDULLO M J. Studies of target detection algorithms that use polarimetric radar data [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1989, 25(2): 150 – 165.
- [13] 毛滔, 刘涛. 基于 Fisher 分布的极化合成孔径雷达统计建模及其参数估计方法 [J]. 电波科学学报, 2016, 31(5): 948 – 956.
MAO Tao, LIU Tao. Modeling polarimetric SAR image based on Fisher distribution and its parameter estimation [J]. Chinese Journal of Radio Science, 2016, 31(5): 948 – 956. (in Chinese)
- [14] 数学手册编写组. 数学手册 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2001.
- [15] BATEMAN, H. Tables of Integral Transforms [M]. New York: McGraw-Hill, 1954.
- [16] GRADSHTEYN I S, RYZHIK I M. Table of Integrals, Series, and Products [M]. San Diego: CA Academic Press, 2007.
- [17] LIU T, CUI H G, XI Z M, et al. Novel estimators of equivalent number of looks in polarimetric SAR imagery based on sub-matrices [J]. Science China Information Sciences, 2016, 59(6): 1 – 13.
- [18] 种劲松, 朱敏慧. SAR 图像局部窗口 K-分布目标检测算法 [J]. 电子与信息学报, 2003, 25(9): 1276 – 1280.
ZHONG Jing-song, ZHU Hui-min. Target detection algorithm of SAR image based on local window K-distribution [J]. Journal of Electronics and Information Technology, 2003, 25(9): 1276 – 1280. (in Chinese)
- [19] 张嘉峰, 朱博, 张鹏, 等. Wishart 分布情形下极化 SAR 图像目标 CFAR 检测解析方法 [J]. 电子学报, 2018, 46(2): 433 – 439.
ZHANG Jia-feng, ZHU Bo, ZHANG Peng, et al. Polarimetric SAR imagery target CFAR detection analytical algorithm with Wishart distribution [J]. Acta Electronica Sinica, 2018, 46(2): 433 – 439. (in Chinese)
- [20] ANFINSEN S N, ELTOFT T. Application of the matrix-variate Mellin transform to analysis of polarimetric radar images [J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2011, 49(6): 2281 – 2295.
- [21] NOVAK L M, BURL M C, IRVING W W. et al. Optimal polarimetric processing for enhanced target detection [A]. Proceedings of the 1991 IEEE International Telesystems Conference [C]. Atlanta, USA; IEEE, 1991. 69 – 75.
- [22] WEI J J, LI P X, YANG J. et al. A new automatic ship detection method using L-band polarimetric SAR imagery [J]. IEEE Journal of Selected Topics in Applied Earth Observations and Remote Sensing, 2014, 7(4): 1383 – 1393.

作者简介



张嘉峰 男,1993 年生于河北邯郸. 现为 92118 部队助理工程师. 主要研究方向为雷达极化信息处理、新体制雷达技术及电子战建模与仿真.

E-mail:751971863@qq.com



张鹏 男,1996 年生于安徽蒙城. 现为海军工程大学硕士研究生. 主要研究方向为雷达极化信息处理、新体制雷达技术及电子战建模与仿真.

E-mail:zhangpeng212121@163.com



刘涛(通信作者) 男,1978 年生于山东新泰. 现为海军工程大学教授、博士生导师. 主要研究方向为雷达极化信息处理、新体制雷达技术及电子战建模与仿真. 目前以第一作者在 IEEE Transactions、Science in China、Chinese Physics B、《中国科学》、《自然科学进展》、《物理学报》、《电子学报》等期刊发表论文 20 余篇,其中 SCI 检索 12 篇.

E-mail:liutao1018@sina.com