

Fisher分布下基于白化滤波的极化SAR图像CFAR检测方法

张嘉峰^{1,2}, 张鹏¹, 王明春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(SAR)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分布下具有虚警概率解析表达形式的CFAR检测方法.首先,在乘积模型框架下,引入Fisher纹理变量,推导出了极化白化滤波(PWF)检测量的概率密度函数(PDF).然后,对PDF积分得到了虚警概率关于检测门限的解析表达形式,并设计了相应的CFAR检测算法流程.最后,通过机载合成孔径雷达(AIRSAR)实测数据比较了新方法和双参数恒虚警(2P-CFAR)算法及已有的基于K分布、 G_0 分布、Wishart分布的CFAR检测方法的检测性能.结果表明新方法能有效检测出目标,且鲁棒性较强,相比于其他检测方法,品质因数平均高出32.66%.

关键词: 合成孔径雷达(SAR); 恒虚警(CFAR); 乘积模型; Fisher分布; 极化白化滤波; 虚警概率; 品质因数

中图分类号: TN95

文献标识码: A

文章编号: 0372-2112(2018)12-2854-08

电子学报URL: <http://www.ejournal.org.cn>

DOI: 10.3969/j.issn.0372-2112.2018.12.006

A New CFAR Detection Method of Polarimetric SAR Imagery Based on Whitening Filter Under Fisher Distribution

ZHANG Jia-feng^{1,2}, ZHANG Peng¹, WANG Ming-chun¹, 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 (SAR) imageries. To solve the problem, a CFAR detection method with an analytical expression for the false alarm rate is proposed. Firstly, the probability density function (PDF) of the polarization whitening filter (PWF) metric is derived based on product model combining the hypothesis of the Fisher distribution texture. Secondly, the PDF of the PWF metric is integrated, and the analytical expression of the false alarm rate with respect to the detection threshold is obtained. The process of the proposed CFAR detection method is also designed. Finally, the CFAR detection performances of the proposed method are compared via airborne SAR (AIRSAR) real data with the existing detection methods, such as the two-parameter CFAR (2P-CFAR) detector and the detection methods based on K distribution, G_0 distribution and Wishart distribution. The results show that the proposed method can detect the targets effectively, and the robustness of the method is strong. Compared with other detection methods, the figure of merit (FoM) of the proposed method is on average higher than 32.66%.

Key words: synthetic aperture radar (SAR); constant false alarm rate (CFAR); product model; Fisher distribution; polarization whitening filter (PWF); false alarm rate; figure of merit

1 引言

由于具有全天时、全天候以及不同目标特性的鉴别能力,极化合成孔径雷达(SAR)已经成为重要的遥感信息获取源^[1].对于高分辨极化SAR数据,通常使用乘

积模型^[2]来对其描述,其中K分布和 G_0 分布模型较为常用.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分布模型为三参数分布模型(强度归一化后为双参数模型),这实际上是增加自由度来提高模型的适用度.近年来,Bomburn将

Fisher 分布引入乘积模型雷达散射截面 (RCS) 分量建模, 得到了极化 SAR 图像的 KummerU 分布模型^[5], 并将其用于图像分割算法中^[6,7], 同时, Galland 也提出了一种基于 Fisher 分布模型的快速无监督图像分割算法^[8]. 在极化 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 CFAR 检测算法, 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^[9]. 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^[10].

在利用极化 SAR 图像数据进行目标 CFAR 检测方面, 许多学者进行了卓有成效的研究, 比较著名的有极化白化滤波 (PWF) 检测器^[11], 极化匹配滤波 (PMF) 检测器^[12] 等. 其中, PWF 检测器是基于最优相干斑抑制的一种检测器. PWF 检测器其后由 Lopes、Sery 和刘国庆等人^[13-15] 推广至多视数据, 提出了多视极化白化滤波 (MPWF) 检测器. Fisher 分布的 RCS 变量假设已经被证明可以很好地适用于高分辨非均匀场景^[4], 但在基于 MPWF 检测量的 CFAR 目标检测方面仍存在检测门限难以求解的难题. 针对此问题, 本文对 Fisher 分布下 MPWF 检测量进行了统计建模, 得到了该分布下虚警概率关于 CFAR 检测门限的闭合解析表达形式, 提出了新的 CFAR 检测方法, 实验证明新方法可在不同复杂场景下有效检测出目标.

2 MPWF 检测量统计建模

假设纹理变量等地影响了各个极化通道, 则对于极化散射矢量 \mathbf{s} , 乘积模型可表示为^[11]:

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

其中, τ 为纹理标量, \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^[13]:

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

其中, L 为视数, 上标 H 表示共轭转置, i 表示第 i 个像素点. 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 , 此时上式可简化为^[14]:

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

其中,

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

极化散射矢量 \mathbf{s} 经 MPWF 处理后输出为^[13]:

$$z = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \mathbf{s}_i^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{s}_i = \text{Tr}(\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{C}) \quad (5)$$

其中, $\text{Tr}(\cdot)$ 表示矩阵的迹, \mathbf{C} 为极化散射矢量 \mathbf{s} 的多视协方差矩阵, $\boldsymbol{\Sigma}$ 为散射矢量 \mathbf{s} 统计平均后的协方差矩阵, 也就是多视协方差矩阵 \mathbf{C} 的统计平均, $\boldsymbol{\Sigma}$ 可以表示为^[16]:

$$\boldsymbol{\Sigma} = E(\mathbf{C}) = E(\tau) E(\mathbf{Y}) = E(\tau) \mathbf{P} \quad (6)$$

式(6)中, $E(\cdot)$ 为统计均值, \mathbf{P} 表示相干斑矢量 \mathbf{y} 统计平均后的协方差矩阵.

将式(3)与式(6)带入式(5), 得^[16]:

$$z = \frac{\tau}{E(\tau)} \text{Tr}(\mathbf{P}^{-1} \mathbf{Y}) = \tau_1 x \quad (7)$$

其中, $x = \text{Tr}(\mathbf{P}^{-1} \mathbf{Y})$ 为相干斑矢量经 MPWF 后输出. 可以看出, 极化散射矢量 \mathbf{s} 的 MPWF 输出可以分解为上述两部分的乘积. 式(7)中 τ_1 服从归一化 Fisher 分布, 其 PDF 为^[17]:

$$\tau_1 \sim \phi(u, v) = \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \frac{v}{u-1} \frac{\left(\frac{v}{u-1}\tau_1\right)^{v-1}}{\left(\frac{v}{u-1}\tau_1 + 1\right)^{u+v}} \quad (8)$$

其中, u 和 v 分别为 Fisher 分布的自由度参数, $\Gamma(\cdot)$ 为 Gamma 函数^[18].

已知式(7)中 \mathbf{Y} 服从归一化复 Wishart 分布, 则 x 服从尺度参数为 d , 形状参数为 Ld 的 Gamma 分布^[16]:

$$x \sim \gamma(d, Ld) = \frac{L^L x^{Ld-1}}{\Gamma(Ld)} e^{-Lx} \quad (9)$$

其中, d 为散射矢量的维数.

根据概率论的相关知识, 可得 MPWF 检测量的 z 的 PDF 为:

$$\begin{aligned} f(z) &= \int_0^{+\infty} f(z, \tau) d\tau = \int_0^{+\infty} f(x, \tau_1) J d\tau_1 \\ &= \int_0^{+\infty} \gamma(d, Ld) \phi(u, v) J d\tau_1 \end{aligned} \quad (10)$$

其中, $J = \partial(x)/\partial(z) = 1/\tau_1$, 将 $\tau = E(\tau)\tau_1$ 和 $x = z/\tau_1$ 代入式(10), 并作变量代换 $m = 1/\tau$, 则上式可化为:

$$\begin{aligned} f(z) &= \frac{[LzE(\tau)]^{Ld}}{z\Gamma(Ld)} \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \int_0^{+\infty} m^{u+Ld-1} (1+m)^{-u-v} \\ &\quad \exp(-LzE(\tau)m) dm \end{aligned} \quad (11)$$

根据 KummerU 函数的定义^[19], 即 $U(a, b, z) = \frac{1}{\Gamma(a)}$

$\int_0^{+\infty} \exp(-zt) t^{a-1} (1+t)^{b-a-1} dt$, 式(11)可简化为:

$$\begin{aligned} f(z) &= \frac{[LzE(\tau)]^{Ld}}{z\Gamma(Ld)} \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \Gamma(u+Ld) \\ &\quad U[u+Ld, Ld+1-v, LzE(\tau)] \end{aligned} \quad (12)$$

式(12)即为 MPWF 检测量 z 的概率密度函数, 其中, L 为视数, $E(\tau)$ 为纹理变量 τ 的均值, d 为极化散射矢量的维数, u 和 v 分别为 Fisher 分布变量的自由度, 实际上反映了杂波区域的均匀程度, $U(\cdot)$ 为 KummerU 函数.

3 CFAR 检测门限求解和算法流程

已知杂波 MPWF 检测量 z 的 PDF 为式(12), 给定检测门限 T , 对式(12)积分即可得到 MPWF 检测量 z 的累积分布函数(CDF). 为方便积分, 将式(12)中的 KummerU 函数展开为式(11)中的积分形式, 对式(11)积分可得到检测量 z 的 CDF 为:

$$F_z(T) = \frac{[LE(\tau)]^{Ld}}{\Gamma(Ld)} \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \int_0^T \int_0^{+\infty} m^{u+Ld-1} (1+m)^{-u-v} \exp(-LzE(\tau)m) z^{Ld-1} dm dz \quad (13)$$

式(13)是包含指数函数和幂函数在内的二重积分, 为方便积分, 首先对变量 z 进行 0 到 T 积分, 式(13)中包含变量 z 的指数函数与幂函数的乘积实际上为不完全 Gamma 函数, 将其转换为广义超几何函数, 已知不完全 Gamma 函数和广义超几何函数的变换关系为^[19]:

$$\gamma(a, x) = \int_0^x e^{-t} t^{a-1} dt = a^{-1} x^a {}_1F_1(a; a+1; -x) \quad (14)$$

其中, $\gamma(a, x)$ 为不完全 Gamma 函数, ${}_pF_q(a_1, \dots, a_p; b_1, \dots, b_q; z)$ 为广义超几何函数, 将式(14)代入式(13)可得:

$$F_z(T) = \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \frac{[LTE(\tau)]^{Ld}}{\Gamma(Ld)Ld} \int_0^{+\infty} m^{u+Ld-1} (1+m)^{-u-v} {}_1F_1[Ld; Ld+1; -LTE(\tau)m] dm \quad (15)$$

上式中对广义超几何函数直接积分比较困难, 将其转换为 MeijerG 函数, 广义超几何函数和 MeijerG 函数的变换关系如下^[19]:

$${}_pF_q(a_1, \dots, a_p; b_1, \dots, b_q; -x) = \frac{\prod_{j=1}^q \Gamma(b_j)}{\prod_{j=1}^p \Gamma(a_j)} x G_{p,q+1}^{1,p} \left(x \left| \begin{matrix} -a_1, \dots, -a_p \\ -1, -b_1, \dots, -b_q \end{matrix} \right. \right), p \leq q+1 \quad (16)$$

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(16)代入式(15)可得:

$$F_z(T) = \frac{[LTE(\tau)]^{Ld+1} \Gamma(Ld+1) \Gamma(u+v)}{\Gamma^2(Ld) \Gamma(u) \Gamma(v) Ld} \cdot \int_0^{+\infty} m^{Ld+u} (1+m)^{-u-v} G_{1,2}^{1,1} \left(LmE(\tau) \left| \begin{matrix} -Ld \\ -1, -Ld-1 \end{matrix} \right. \right) dm \quad (17)$$

根据积分公式^[20]:

$$\int_0^{\infty} x^{\rho-1} (x+\beta)^{-\sigma} G_{p,q}^{m,n} \left(ax \left| \begin{matrix} a_1, \dots, a_p \\ b_1, \dots, b_q \end{matrix} \right. \right) dx = \frac{\beta^{\rho-\sigma}}{\Gamma(\sigma)} G_{p+1,q+1}^{m+1,n+1} \left(a\beta \left| \begin{matrix} 1-\rho, a_1, \dots, a_p \\ \sigma-\rho, b_1, \dots, b_q \end{matrix} \right. \right) \quad (18)$$

式(17)可化为:

$$F_z(T) = \frac{[LTE(\tau)]^{Ld+1} \Gamma(Ld+1)}{\Gamma^2(Ld) \Gamma(u) \Gamma(v) Ld} G_{2,3}^{2,2} \left(LTE(\tau) \left| \begin{matrix} -Ld-u, -Ld \\ v-Ld-1, -1, -Ld-1 \end{matrix} \right. \right) \quad (19)$$

式(19)即为 MPWF 检测量 z 的 CDF, 可见其虚警概率为:

$$P_{fa} = 1 - F_z(T) = 1 - \frac{[LTE(\tau)]^{Ld+1} \Gamma(Ld+1)}{\Gamma^2(Ld) \Gamma(u) \Gamma(v) Ld} G_{2,3}^{2,2} \left(LTE(\tau) \left| \begin{matrix} -Ld-u, -Ld \\ v-Ld-1, -1, -Ld-1 \end{matrix} \right. \right) \quad (20)$$

其中, P_{fa} 为虚警概率, T 为检测门限, u 和 v 分别为 Fisher 分布参数, 通过设置合理的 CFAR 检测恒虚警概率 P_{fa} , 可通过数值求解的方法求解出具体的检测门限 T . 对于由式(5)得到的 MPWF 检测量 z , 目标判决过程可表示为:

$$z = \text{Tr}(\Sigma_c^{-1} C) \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} \begin{matrix} \text{目标} \\ \text{杂波} \end{matrix} T \quad (21)$$

上式中 Σ_c 为检测区域的杂波协方差矩阵均值, C 为多视协方差矩阵.

利用式(20)求解检测门限需要对等效视数 L 和 Fisher 分布参数 u 和 v 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^[21,22], 采用基于对数累积量的参数估计方法对 Fisher 分布参数 u 和 v 进行估计^[22]. 本文 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 协方差矩阵进行 MPWF 处理, 得到检测统计量;
- 步骤 2 估计等效视数 L 和 Fisher 分布参数 u 和 v ;
- 步骤 3 将估计得到的等效视数 L , Fisher 分布参数 u, v 和设置的恒虚警概率代入式(20), 利用二分法求解检测门限;
- 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;
- 步骤 5 对二值结果图进行像素聚类处理.

不同的 CFAR 检测区域的协方差矩阵和 MPWF 检测量是不同的, 估计得到的等效视数 L 和 Fisher 分布参数 u 和 v 也是不断变化的, 因此利用式(20)得到的检测门限是自动调整的, 以此保证 CFAR 检测的恒虚警前提.

4 实验结果及分析

采用日本玉野 Kojimawan 附近区域的 AIRSAR 实测数据进行 CFAR 检测结果分析, 将新方法 with 2P-CFAR 检测算法、文献[23]方法、文献[24]方法、文献[25]方法进行了检测性能比较, 2P-CFAR 检测算法、文献[23]、文献[24]、文献[25]方法分别是在对数正态分布假设、K 分

布、 G_0 分布、常数纹理假设下的检测方法,与本文 Fisher 分布纹理假设下的新方法进行性能比较具有针对性. 选取区域分别为 Fisher 分布区域和非 Fisher 分布区域,以验证新方法在不同杂波背景下的检测性能.

4.1 Fisher 分布区域检测结果分析

CFAR 检测区域如图 1 中区域 A、B 所示,两块区域的模型辨识结果(不含目标)如图 2 所示,两块区域的散点均位于 Fisher 分布区域,因此杂波可认为服从 Fisher 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,区域 A 的 CFAR 检测结果如图 3 所示,其中 P_{fa} 表示虚警概率. 可以看出,经 MPWF 处理后,图 3(b)中目标被显著增强,但也存在较多的杂波被增强,设置恒虚警概率为 10^{-4} ,图 3(c)中 6 个目标被全部检测出来,杂波也得到了很好地抑制,仅存在少量的虚警点,图 3(d)、3(e)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. 图 3(f)、3(g)相比 3(c)来说目标增强更明显,但虚警点数量也更多,严重影响了对目标的判断,检测效果更差. 降低恒虚警概率至 10^{-5} ,图 3(h)中虚警点得到了有效抑制,同时保留下了所有目标,图 3(i) ~ (k)中虽然虚警点也得到了抑制,但虚警点数量总体仍较多. 图 3(l)相比图 3(g)来看,虚警抑制的改善效果很不明显,相比其他方法检测效果更差.

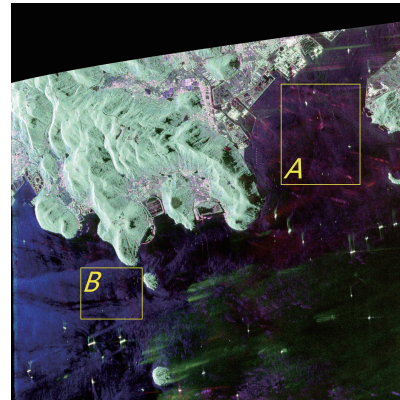


图1 CFAR检测区域

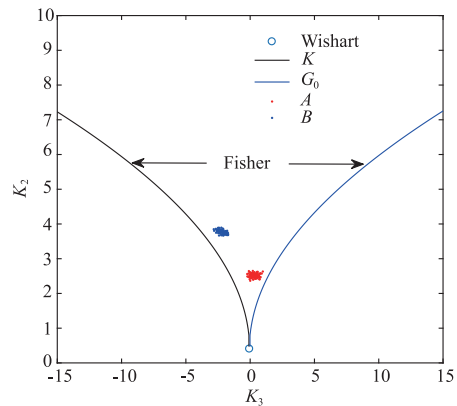


图2 区域A、B模型辨识结果

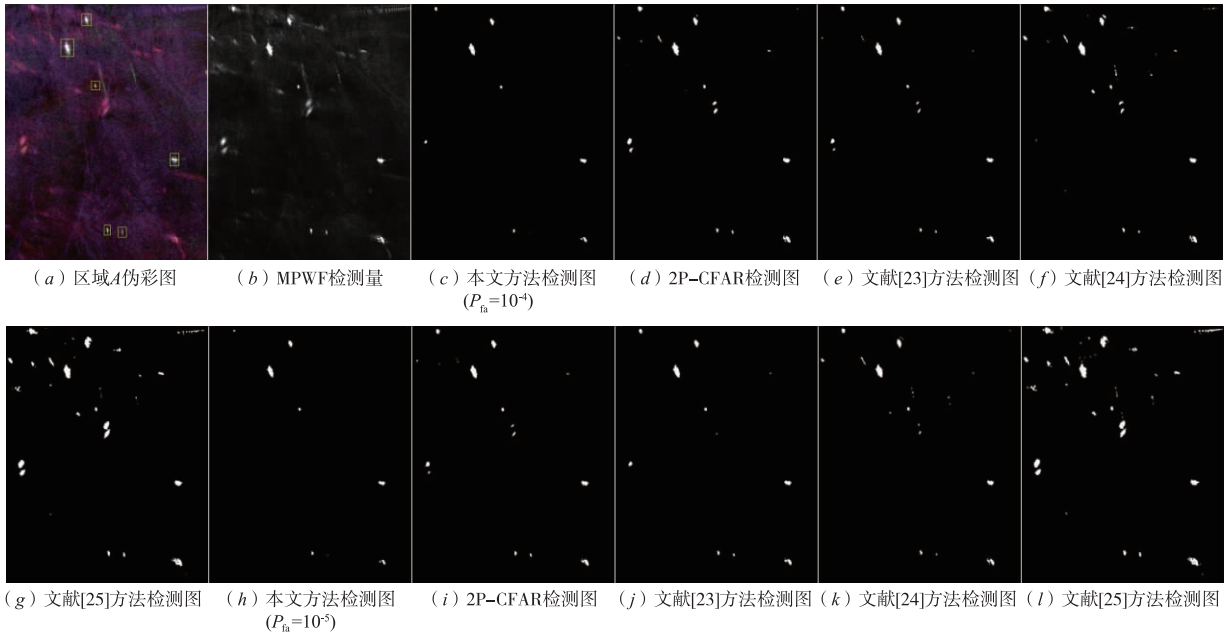


图3 区域A检测结果

图 4 为区域 B 的 CFAR 检测结果, P_{fa} 表示虚警概率. 可以看出,恒虚警概率为 10^{-4} 时,图 4(c) ~ (e)、(g)中均可以检测出全部 9 个舰船目标,而图 4(f)中仅

可以检测出 7 个目标,漏警较严重. 图 4(c) ~ (e)中的虚警区域数量较少,杂波抑制效果好于图 4(g). 降低恒虚警概率为 10^{-6} ,图 4(h)中仍可以检测出全部 9 个目

标,但是图 4(i)中只能检测出 7 个目标,图 4(j)中只能检测出 8 个目标,图 4(k)中检测性能严重下降,仅能检测出 2 个目标.此外,图 4(l)中虚警点数量大大减少,同时未出现漏警情况,但虚警点数量仍多于图 4(h).

表 1 为区域 A、B 检测结果的主要参数,其中 N_{gt} 为目标总数, N_{td} 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^[26].

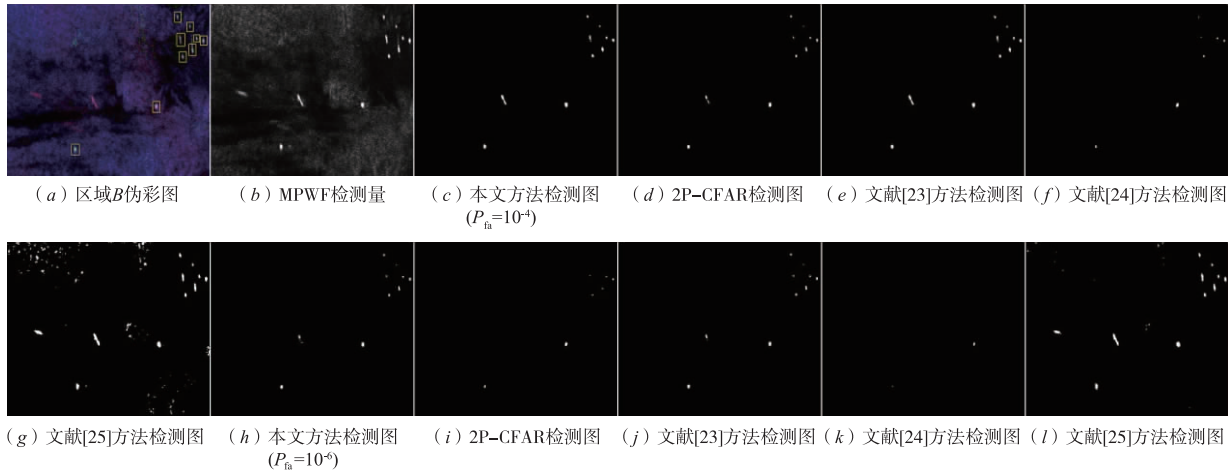


图4 区域B检测结果

表 1 区域 A、B 检测结果主要参数

检测区域	参数 u	参数 v	恒虚警概率设置	检测方法	N_{gt}	N_{td}	N_{fa}	N_{om}	P_d (%)	FoM (%)
区域 A	6.83	17.76	10^{-4}	本文方法	6	6	3	0	100.00	66.67
				2P-CFAR	6	6	10	0	100.00	37.50
				文献[23]方法	6	6	9	0	100.00	40.00
				文献[24]方法	6	6	15	0	100.00	28.57
				文献[25]方法	6	6	20	0	100.00	23.08
			10^{-5}	本文方法	6	6	2	0	100.00	75.00
				2P-CFAR	6	6	10	0	100.00	37.50
				文献[23]方法	6	6	6	0	100.00	50.00
				文献[24]方法	6	6	10	0	100.00	37.50
				文献[25]方法	6	6	19	0	100.00	23.08
区域 B	35.14	5.38	10^{-4}	本文方法	9	9	1	0	100.00	90.00
				2P-CFAR	9	9	1	0	100.00	90.00
				文献[23]方法	9	9	1	0	100.00	90.00
				文献[24]方法	9	7	0	2	77.78	77.78
				文献[25]方法	9	9	48	0	100.00	15.79
			10^{-6}	本文方法	9	9	1	0	100.00	90.00
				2P-CFAR	9	7	0	2	77.78	63.64
				文献[23]方法	9	9	1	0	100.00	90.00
				文献[24]方法	9	2	0	7	22.22	22.22
				文献[25]方法	9	9	15	0	100.00	37.50

品质因数定义如下:

$$\text{FoM} = \frac{N_{td}}{(N_{fa} + N_{gt})} \quad (22)$$

从表 3 中可以看出,对于区域 A,五种方法均能检测出所有目标,检测性能主要体现在对虚警的抑制效果上.恒虚警概率为 10^{-4} 时,本文方法的虚警点数量为 3 个,为所有方法中最少,2P-CFAR 算法和文献[23]方法中虚警点数量分别为 10 个和 9 个,对虚警的抑制效果明显不如本文方法,而文献[24]和文献[25]方法中虚警数量更

多,对虚警的抑制效果最差.当虚警概率降至 10^{-5} 时,除 2P-CFAR 算法外,其余四种检测方法的虚警区域数量均有所下降,但所有方法均未出现漏警.在两次恒虚警概率检测下,本文方法表现出了更好的虚警抑制效果,同时从品质因数结果来看,本文方法的品质因数也均高于其他方法.对于区域 B,当恒虚警概率为 10^{-4} 时,文献[24]方法出现了漏警情况,文献[25]算法中虚警数量远高于其他方法,而本文方法、2P-CFAR 算法和文献[23]算法均无漏警,同时虚警数量均为 1 个,检测性能较好.降低恒

虚警概率至 10^{-6} , 本文方法和文献[23]方法仍无漏警, 同时虚警数量较少, 而 2P-CFAR 算法和文献[24]方法出现不同程度的漏警, 文献[25]方法虽然虚警数量显著降低, 但总量仍较多, 检测性能仍不理想. 从品质因数来看, 本文方法均高于或等于其他检测方法, 最高高出 74.21%, 平均高出 32.66%, 具有最优的检测性能.

4.2 非 Fisher 分布区域检测结果分析

非 Fisher 分布 CFAR 检测区域如图 5 中 *C*、*D*、*E* 所示, 三块检测区域的模型辨识结果 (不含目标) 如图 6 所示. 区域 *C*、*D*、*E* 散点分别集中位于 K 、 G_0 、Inverse Beta (IB) 分布区域, 因此认为杂波分别服从 K 、 G_0 、IB 分布.

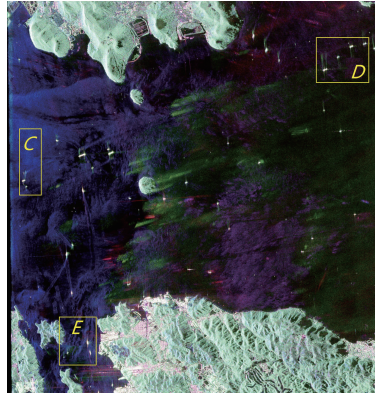


图5 CFAR检测区域

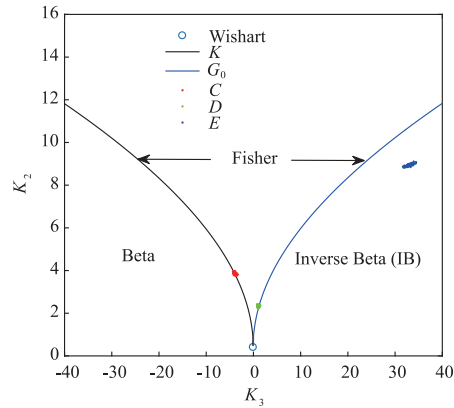


图6 区域*C*、*D*、*E*模型辨识结果

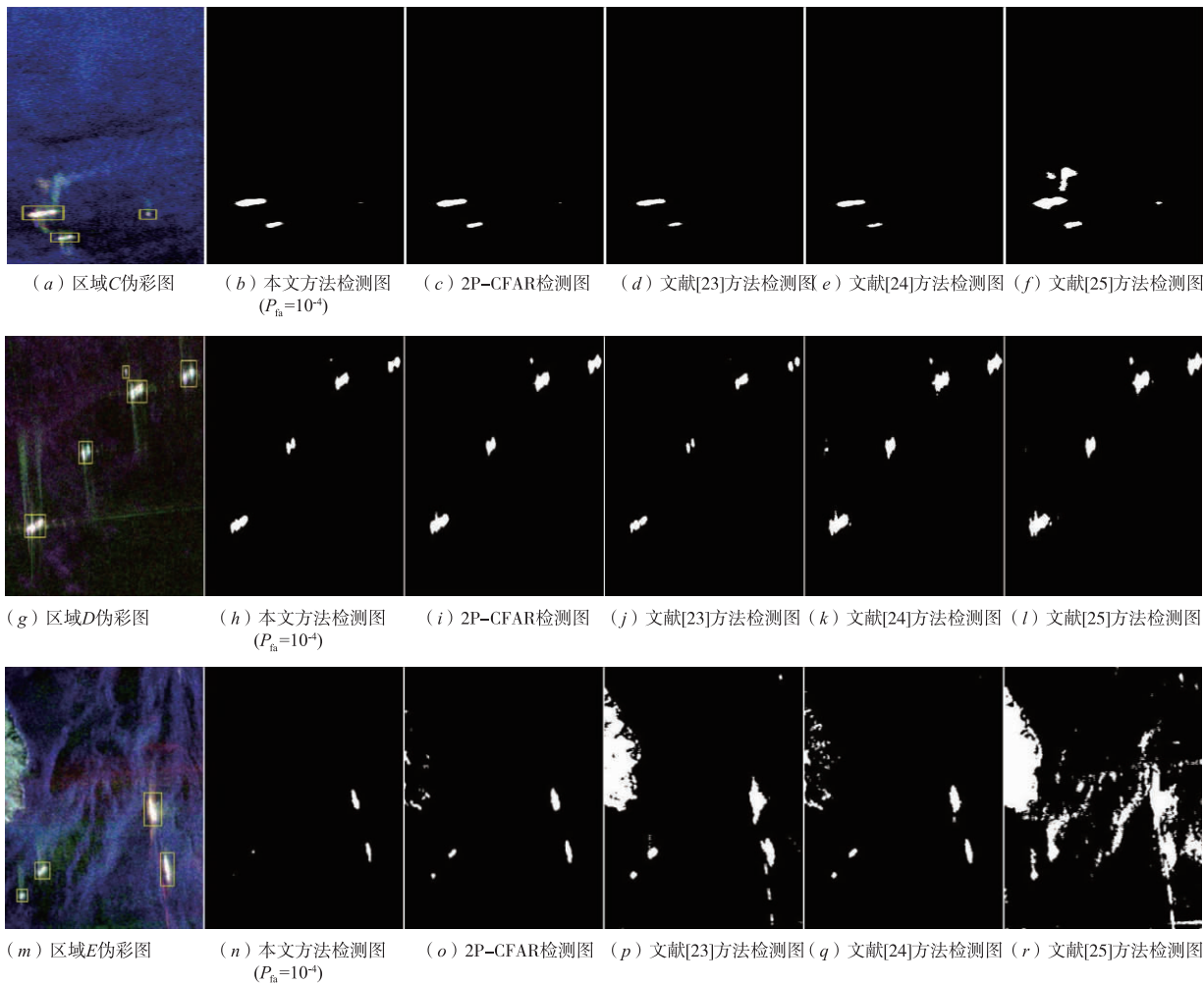


图7 区域*C*、*D*、*E*检测结果

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,CFAR 检测结果如图 7 所示,其中 P_{fa} 表示虚警概率. 由图 7 可看出,对于区域 C 来说,本文方法、2P-CFAR 算法和文献[25]方法中目标均可被检测出,但文献[25]方法出现了较多虚警,影响了目标判断. 文献[23]方法和文献[24]方法虽无虚警,但均检测出两个目标,出现了漏警. 对于区域 D 来说,各检测方法均检测出了所有目标,但文献[24]方法中存在 1 处虚警. 对于区域 E 来说,本文方法的 4 个目标全部被检测出,且无虚警,2P-CFAR 算法中目标全部被检测出,但是存在较严重的虚警,影响了真实目标的判断. 此外,文献[23]方法、文献[24]方法和文献[25]方法中出现了大量虚警,严重影响了检测性能. 综上分析,本文方法在 K 、 G_0 和 IB 分布区域均具有最高的检测概率和最好的虚警抑制效果,具有较强的鲁棒性,但同时也存在小目标被漏检的风险.

5 结论

本文提出了一种 Fisher 分布下具有闭合的虚警概率解析表达式的极化 SAR 图像 CFAR 检测新方法. 实验结果表明,在 Fisher 分布区域检测结果中,新方法品质因数高于或等于其他检测方法;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] 刘涛,崔浩贵,高俊. Wishart 分布矩阵行列式值的统计特性及其在参数估计中的应用[J]. 电子学报,2013,41(6):1231-1237.
Liu Tao, Cui Hao-gui, Gao Jun. Statistics of the determinant of the Wishart distributed matrix and its application to parameter estimation [J]. Acta Electronica Sinica, 2013, 41(6):1231-1237. (in Chinese)
- [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] Bomburn L, Beaulieu J M. Fisher distribution for texture modeling of polarimetric SAR data [J]. IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters, 2008, 5(3):512-516.
- [6] Bomburn L, Vasile G, Gay M, et al. Hierarchical segmentation of polarimetric SAR images using heterogeneous clutter models [J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2011, 49(2):726-737.
- [7] Bomburn L, Beaulieu J M. Segmentation of polarimetric SAR data based on the Fisher distribution for texture modeling [A]. Proceedings of the 2008 IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium [C]. Piscataway, NJ, USA: IEEE, 2008. V-350-V-353.
- [8] Galland F, Nicolas J M, Sportouche H, et al. Unsupervised synthetic aperture radar image segmentation using Fisher distribution [J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2009, 47(8):2966-2972.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 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.
- [12] 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.
- [13] 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)
- [14] 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.
- [15] Lopes A, Sery F. Optimal speckle reduction for the product model in multilook polarimetric SAR imagery and the Wishart distribution[J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 1997, 35(3): 632 – 647.
- [16] Khan S, Guida R. On fractional moments of multilook polarimetric whitening filter for polarimetric SAR data[J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2014, 52(6): 3502 – 3512.
- [17] Bombrun L, Beaulieu J M. Fisher distribution for texture modeling of polarimetric SAR data[J]. IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters, 2008, 5(3): 512 – 516.
- [18] 数学手册编写组. 数学手册[M]. 北京: 高等教育出版社, 2001.
- [19] Bateman, H. Tables of Integral Transforms [M]. New York: McGraw-Hill, 1954.
- [20] Gradshteyn I S, Ryzhik I M. Table of Integrals, Series, and Products [M]. San Diego: CA Academic Press, 2007.
- [21] 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.
- [22] 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)
- [23] 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)
- [24] 王娜, 时公涛, 陆军, 等. 一种新的极化 SAR 图像目标 CFAR 检测方法[J]. 电子与信息学报, 2011, 33(2): 395 – 400.
Wang Na, Shi Gong-tao, Lu Jun, et al. A new polarimetric SAR image CFAR target detecting method [J]. Journal of Electronics and Information Technology, 2011, 33(2): 395 – 400. (in Chinese)
- [25] 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)
- [26] 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 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