

# Wishart 分布情形下极化 SAR 图像目标 CFAR 检测解析方法

张嘉峰<sup>1</sup>, 朱 博<sup>2</sup>, 张 鹏<sup>1</sup>, 王明春<sup>1</sup>, 刘 涛<sup>1</sup>

(1. 海军工程大学电子工程学院, 湖北武汉 430030; 2. 海军装备研究院信息工程技术研究所, 北京 102200)

**摘 要:** 等效视数是影响极化合成孔径雷达 (PolSAR) 图像恒虚警 (CFAR) 检测性能的重要参数. 目前等效视数的估计大都不是整数, 导致已有的基于整数等效视数的 CFAR 检测方法不再适用. 为解决此问题, 提出了一种新的 PolSAR 图像目标 CFAR 检测解析算法. 首先, 在 Wishart 分布假设下, 推导出了多视极化白化滤波 (MPWF) 检测量的概率密度函数; 然后对其积分得到了 CFAR 检测门限关于等效视数的解析表达式; 最后通过仿真数据和 AIRSAR 实测数据比较了新方法与已有的适用于整数等效视数的检测方法和双参数恒虚警 (2P-CFAR) 检测方法的 CFAR 检测性能. 结果表明新方法中实际虚警概率与给定的恒虚警概率最为接近, 更好保证了 CFAR 检测的恒虚警假设.

**关键词:** 极化合成孔径雷达; 等效视数; Wishart 分布; 恒虚警检测; 解析表达式

**中图分类号:** TN95      **文献标识码:** A      **文章编号:** 0372-2112 (2018)02-0433-07

**电子学报 URL:** <http://www.ejournal.org.cn>      **DOI:** 10.3969/j.issn.0372-2112.2018.02.024

## Polarimetric SAR Imagery Target CFAR Detection Analytical Algorithm with Wishart Distribution

ZHANG Jia-feng<sup>1</sup>, ZHU Bo<sup>2</sup>, ZHANG Peng<sup>1</sup>, WANG Ming-chun<sup>1</sup>, LIU Tao<sup>1</sup>

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

2. Institute of Information and Technology, Naval Academy of Armament, Beijing 102200, China)

**Abstract:** The equivalent number of looks (ENL) is a key parameter that affects the constant false alarm rate (CFAR) detection performances in polarimetric synthetic aperture radar (PolSAR) imageries. At present, the estimated value of the ENL mostly is not an integer, resulting that existing CFAR detection algorithms are no longer applicable. To solve this problem, a new analytical CFAR algorithm of target detection is proposed in PolSAR imageries. Firstly, the probability density function (PDF) of multi-look polarimetric whitening filter (MPWF) metric is derived based on Wishart distribution assumption; Secondly, the analytical expression of CFAR detection threshold with respect to the ENL is obtained by integrating the PDF of MPWF metric; Finally, the CFAR detection performances of the new algorithm are compared with other CFAR detection algorithms via simulation data and AIRSAR measured data. The results show that the real false alarm probability in the new algorithm is the closest to the given constant false alarm probability, which better guarantees the hypothesis of the constant false alarm probability in the CFAR detection.

**Key words:** polarimetric synthetic aperture radar; equivalent number of looks; Wishart distribution; constant false alarm rate detection; analytical expression

### 1 引言

极化合成孔径雷达 (PolSAR) 所固有的相干斑噪声显著增加了极化 SAR 图像目标检测的难度<sup>[1,2]</sup>. 多视极化白化滤波 (MPWF) 处理是减小相干斑噪声对图像质

量影响的常用方法. 极化白化滤波 (PWF) 首先由美国林肯实验室 Novak 等人<sup>[3]</sup>提出, 然后由 Lopes、Sery 和刘国庆等人<sup>[4-6]</sup>将其推广用于多视数据. 在已知杂波和目标先验信息的情况下, PWF 的滤波效果最接近最佳极化检测器 (OPD)<sup>[7]</sup>, 检测性能最好. 在 MPWF 检测器的

基础上刘国庆等人<sup>[8]</sup>提出了 EMPWF 检测, EMPWF 将三通道输出强度与自适应估计的复交叉相关系数组合以生成滤波协方差矩阵输出, 在抑制相干斑同时仍保留了极化信息. Anfinson 等人<sup>[9]</sup>为了解决模型与数据的不匹配问题提出了用于单视数据的 FPPWF 检测, 得到了 K 分布和  $G^0$  分布散射矢量的 FPPWF 检测量的解析表达式. Jujie Wei 等人<sup>[10]</sup>提出了 SPWH 检测器, 该检测器将复 Wishart 分类器和 SPAN 检测器联合实现无监督目标检测, 取得了良好效果. 近期, Wei Gao 等人<sup>[11]</sup>针对各通道之间纹理参数相关的情况提出了 EPWF 检测, 采用有限混合模型来模拟 PolSAR 杂波并给出了 EPWF 检测量的虚警概率表达式. 可见 PWF 检测器作为一种重要的检测器, 是上述检测器提出的基础.

在 MPWF 处理过程中, 极化 SAR 数据的相关性将会导致实验数据和理论模型不完全一致, 常用等效视数代替名义视数以降低数据相关性对理论模型的影响<sup>[2]</sup>. 然而等效视数的估计一般不为整数, 这就使得已有的适用于整数等效视数的 CFAR 检测方法受到限制. 当极化 SAR 协方差矩阵为 Wishart 分布时, 刘国庆推导出了等效视数为整数的多视情况下, 虚警概率关于检测门限的表达形式<sup>[6]</sup>并用于 CFAR 检测. 这种方法目前存在两个问题: (1) 由于求解检测门限实际上是求解一个项数不定的超越方程, 造成计算相当复杂, 这也是目前 MPWF 检测算法的难点问题; (2) 这种方法只能适用于等效视数为整数的情形. 针对上述问题, 本文对低分辨区域进行了 Wishart 分布下的精确建模, 对 MPWF 检测量分布形式进行了推导, 得到了在 Wishart 分布假设下 MPWF 检测量的概率密度表达式, 进而在给定虚警概率和等效视数情况下, 得到了检测门限的解析表达式, 解决了已有检测算法不能应用于非整数等效视数的难题. 然后将该 CFAR 检测解析方法与常用的 2P-CFAR 检测器<sup>[12]</sup>进行了性能比较, 发现新的 CFAR 检测解析方法检测性能更佳.

## 2 极化 SAR 数据统计建模

在满足互易性条件下, 目标的散射特性可以用如下散射矢量来描述<sup>[2]</sup>

$$\mathbf{s} = \begin{bmatrix} S_{hh} \\ \sqrt{2}S_{hv} \\ S_{vv} \end{bmatrix} \quad (1)$$

其中,  $S_{hh}$ ,  $S_{hv}$ ,  $S_{vv}$  分别为水平发射水平接收、水平发射垂直接收、垂直发射垂直接收的目标后向散射系数. 上式中的系数  $\sqrt{2}$  是为了保持总能量不变. 假设  $\mathbf{s}$  服从均值为 0, 协方差为  $\Sigma$  的联合复高斯分布, 其概率密度函数为<sup>[13]</sup>:

$$f_s(\mathbf{s}; \Sigma) = \frac{1}{\pi^d |\Sigma|} \exp(-\mathbf{s}^H \Sigma^{-1} \mathbf{s}) \quad (2)$$

其中,  $|\cdot|$  表示矩阵的行列式值, 上标  $H$  表示复共轭转置,  $d$  为复高斯矢量的维数,  $\Sigma = E\{\mathbf{s}\mathbf{s}^H\}$  表示散射矢量  $\mathbf{s}$  的协方差矩阵, 选定水平极化和垂直极化为极化基, 杂波协方差矩阵可表征为<sup>[14]</sup>:

$$\Sigma = \sigma \begin{bmatrix} 1 & 0 & \rho\sqrt{\gamma} \\ 0 & \varepsilon & 0 \\ \rho^*\sqrt{\gamma} & 0 & \gamma \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中, 上标  $*$  表示复共轭,

$$\sigma = E(|S_{hh}|^2), \varepsilon = \frac{E(|S_{hv}|^2)}{E(|S_{hh}|^2)}, \gamma = \frac{E(|S_{vv}|^2)}{E(|S_{hh}|^2)},$$

$$\rho = \frac{E(S_{hh}S_{vv}^*)}{\sqrt{E(|S_{hh}|^2)E(|S_{vv}|^2)},$$

$E(\cdot)$  表示数学期望<sup>[15]</sup>. 对多视极化 SAR 数据, 多视协方差矩阵定义为<sup>[2]</sup>:

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

其中,  $L$  为名义视数, 如果视数满足  $L \geq d$ , 并且式(4)中  $\mathbf{s}_i$  相互独立, 那么多视协方差矩阵  $\mathbf{C}$  被认为是服从归一化的复 Wishart 分布, 其概率密度函数为<sup>[16]</sup>:

$$f_c(\mathbf{C}; L, \Sigma) = \frac{L^d |\mathbf{C}|^{L-d} \exp(-L \text{tr}(\Sigma^{-1} \mathbf{C}))}{\Gamma_d(L) |\Sigma|^L} \quad (5)$$

其中  $\text{tr}(\cdot)$  表示矩阵的迹,  $\Gamma_d(L)$  为多变量 Gamma 函数<sup>[2]</sup>, 其定义为:

$$\Gamma_d(L) = \pi^{\frac{1}{2}d(d-1)} \Gamma(L) \cdots \Gamma(L-d+1) \quad (6)$$

其中  $\Gamma(L)$  为 Gamma 函数<sup>[17]</sup>.

## 3 多视极化白化 CFAR 检测解析方法

CFAR 检测具有自适应求解检测阈值的优势, 在自动目标检测中得到了广泛应用. 在利用 MPWF 检测量实现目标检测中, 目前以 Novak 等人提出的 2P-CFAR 检测器应用最为广泛<sup>[12]</sup>. 2P-CFAR 检测器最早由 Goldstein 提出<sup>[18]</sup>, 最初应用于 SAR 数据服从对数正态分布的情况, 但 MPWF 检测统计量服从对数正态分布这一假设不能最佳契合检测量的数理统计分布. 在低分辨条件下, 极化 SAR 数据的协方差矩阵一般服从常纹理系数的 Wishart 分布, 经过多视极化白化处理后输出图像的定义为:

$$\begin{aligned} \mathbf{M} &= \text{tr}(\Sigma^{-1} \mathbf{X}) \\ &= \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \mathbf{x}_i^H \Sigma^{-1} \mathbf{x}_i \end{aligned} \quad (7)$$

其中,  $\text{tr}(\cdot)$  表示求矩阵迹的运算,  $L$  为名义视数,  $\Sigma = E\{\mathbf{s}\mathbf{s}^H\}$  表示散射矢量  $\mathbf{s}$  的协方差矩阵, 上标  $H$  表示共轭转置. 根据多视协方差矩阵服从条件复 Wishart 分布, 可

推导出检测量  $M$  服从 Gamma 分布<sup>[19]</sup>:

$$M = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L x_i^H \Sigma^{-1} x_i \sim \gamma(d, Ld) \quad (8)$$

这里  $\gamma(a, \beta)$  表示形状参数为  $a$ , 尺度参数为  $\beta$  的 Gamma 分布,  $\gamma(a, \beta)$  可表示为:

$$p_\gamma(a, \beta) = \frac{1}{\Gamma(\beta)} \frac{\beta^\beta}{a^{\beta-1}} e^{-\frac{\beta x}{a}} \quad (9)$$

从而推导出  $M$  服从的概率密度分布表达式为:

$$p_M(d, Ld) = \frac{L^{Ld} x^{Ld-1}}{\Gamma(Ld)} e^{-Lx} \quad (10)$$

设检测阈值为  $T$ , 给定虚警概率, 则根据概率论的相关知识对(10)式积分可得:

$$P_{fa} = \int_T^\infty p_M(d, Ld) dM = \frac{\Gamma[dL, LT]}{\Gamma[dL]} \quad (11)$$

则  $LT = \Gamma^{-1}[dL, P_{fa} \Gamma[dL]]$ , 上式中  $\Gamma(x) = \int_0^\infty e^{-t} t^{x-1} dt$ ,

$\Gamma(a, x) = \int_x^\infty e^{-t} t^{a-1} dt$ , 所以检测阈值的解析表达式为:

$$T = \frac{\Gamma^{-1}[dL, P_{fa} \Gamma[dL]]}{L} \quad (12)$$

其中,  $P_{fa}$  为虚警概率,  $d$  为维数,  $L$  为等效视数,  $\Gamma^{-1}[\cdot]$  为不完全伽马函数的逆函数.

不完全伽马函数的逆函数没有解析表达式, 本文是在 matlab 软件中直接调用函数 `gammaincinv` 求解阈值的, 此函数是运用牛顿迭代法进行计算的. 不过这里要注意的是, 在 matlab 中不完全伽马函数定义为  $\Gamma(a, x) = 1/\Gamma(a) \cdot \int_x^\infty e^{-t} t^{a-1} dt$ , 与文中略有区别.

刘国庆在文献[6]中给出了纹理分布为  $t$  时的虚警概率的条件分布为:

$$Pf = \exp\left(-\frac{NT}{t}\right) \sum_{k=0}^{Nq-1} \frac{1}{k!} \left(\frac{NT}{t}\right)^k \quad (13)$$

其中,  $Pf$  为虚警概率,  $N$  为视数,  $t$  为纹理分布,  $T$  为检测门限,  $q$  为散射矢量的维数. 当  $t$  为 1 时, 上式变为:

$$Pf = \exp(-NT) \sum_{k=0}^{Nq-1} \frac{(NT)^k}{k!} \quad (14)$$

当  $n$  取正整数时有<sup>[17]</sup>:

$$\Gamma[z, n+1] = n! e^{-z} \sum_{k=0}^n \frac{z^k}{k!} \quad (15)$$

$$\Gamma(n+1) = n! \quad (16)$$

当视数  $L$  取正整数时, 把式(15)、式(16)代入式(11), 则有

$$\Gamma[LT, dL] = (dL-1)! e^{-LT} \sum_{k=0}^{dL-1} \frac{(LT)^k}{k!} \quad (17)$$

$$\Gamma[dL] = (dL-1)! \quad (18)$$

因此式(11)可化为:

$$P_{fa} = e^{-LT} \sum_{k=0}^{dL-1} \frac{(LT)^k}{k!} \quad (19)$$

可以看出, 上式与式(14)具有相同的表达形式, 因此, 式(14)即为式(11)在视数取整数时的特例.

当取不同的整数型视数时, 通过式(14)求解检测门限  $T$  实际上是求解一个项数不定的超越方程, 这是非常困难的, 况且在视数不为整数时, 无法通过式(14)求解出检测门限. 在极化 SAR 目标 CFAR 检测中, 无论等效视数取整数或非整数均可利用式(12)直接求取检测门限, 等效视数的选取突破了必须为整数的限制, 且计算简单, 实时性强.

## 4 实验结果及分析

分别通过仿真和实测数据来验证本文 CFAR 检测解析方法的性能优势. 低分辨条件下, 树林和草地杂波一般服从 Wishart 分布, 给定等效视数  $L$ , 通过已知的杂波协方差矩阵参数模拟生成 Wishart 分布下的  $L$  视杂波协方差矩阵, 经过 MPWF 处理后得到单值检测量. 假设检测量总数为  $N$ , 给定恒虚警概率  $\overline{P_{fa}}$  后, 通过式(12)计算得出检测门限  $T$ , 则大于  $T$  的检测量为虚警点. 假设虚警点数为  $n$ , 则实际虚警概率  $P_{fa} = \frac{n}{N}$ . 定义虚警概率均方误差为  $MSE = E\{(\overline{P_{fa}} - P_{fa})^2\}$ , 其中  $E(\cdot)$  表示求期望,  $\overline{P_{fa}}$  为设定的恒虚警概率,  $P_{fa}$  为单次实验的实际虚警概率, 经过多次重复实验可求出给定  $\overline{P_{fa}}$  下的虚警概率均方误差, MSE 的值代表了恒虚警概率  $\overline{P_{fa}}$  与实际虚警概率  $P_{fa}$  的接近程度, 越小表示虚警概率拟合结果越好. 对于刘国庆所提方法, 本文采用  $L+1$  和  $L-1$  分别模拟等效视数  $L$  的向上取整和向下取整并代入式(13)计算门限, 进而求解出实际虚警概率和虚警概率 MSE. 假设 MPWF 处理后的检测量服从对数正态分布, 在 2P-CFAR 检测器下也可用上述方法求得虚警概率 MSE. 对本文解析方法, 刘国庆所提方法和 2P-CFAR 检测器所得出的 MSE 结果进行比较分析, 可以验证本文解析方法在保持恒虚警方面的性能优势.

在实测数据结果分析中, 采用日本玉野 Kojimawan 港口附近的 AIRSAR 全极化数据进行 CFAR 目标检测. 在给定恒虚警概率下, 分别利用本文解析方法, 刘国庆检测方法和 2P-CFAR 检测方法对舰船目标进行了检测, 并得出了不同方法下的实际虚警概率值. 通过比较各检测方法下的恒虚警概率和实际虚警概率, 可以分析得出不同的 CFAR 检测方法在保证恒虚警假设方面的不同表现.

### 4.1 仿真数据结果分析

本部分采用蒙特卡洛仿真方法对比各方法检测性能. 首先模拟产生了不同等效视数的 Wishart 分布的杂波协方差数据, 然后进行了 MPWF 处理得到检测量, 进而运用本文解析方法、刘国庆所提方法以及 2P-

CFAR 检测算法在一定的恒虚警变化范围内得出虚警概率均方误差 MSE, 最后分析 MSE 对比结果, 得出结论.

杂波和目标的协方差矩阵一般由四个参数确定, 这四个参数可以事先由试验测定. 文献[12]中给出的树林和草地的极化协方差矩阵参数如表 1.

表 1 几种典型杂波场景的极化参数表

	$\sigma_{HH}$	$\varepsilon$	$\gamma$	$\rho\sqrt{\gamma}$
树林	0.256	0.16	0.89	0.61
草地	0.086	0.19	1.03	0.53

树林和草地协方差矩阵由表 1 产生, 单次产生的协方差矩阵样本数为 100000, 重复产生次数为 100, 等效视数变化范围为 4 到 16, 恒虚警概率取值为  $10^{-3}$  和  $10^{-4}$ , 对单次产生的杂波数据经 MPWF 处理后得到杂波检测量, 并利用式 (12) 求解检测门限. 分别用  $L+1$  和  $L-1$  代替等效视数的向上取整和向下取整, 并将其代入刘国庆所提方法的式 (13) 计算检测门限和实际虚警概率, 进而求解虚警概率均方误差 MSE. 而本文解析方法直接采用等效视数  $L$  计算虚警概率 MSE. 假设检测量服从对数正态分布, 进行 2P-CFAR 检测下的虚拟概率拟合后得到虚警概率 MSE. 这三种检测方法下的虚警概率 MSE 与等效视数关系如图 1 所示.

由图 1 可以看出, 在不同背景和不同虚警概率情况下, 本文解析方法求得 MSE 值均小于刘国庆所提方法和 2P-CFAR 检测算法, 采用本文检测算法可以使恒虚警概率更接近实际虚警概率. 本文方法 MSE 值不随等效视数变化而有较大波动, 2P-CFAR 算法也具有类似特点. 然而, 刘国庆方法 MSE 值随等效视数增大呈下降趋势, 这是因为相比于小等效视数, 大等效视数对于加 1 和减 1 的变化并不敏感, 这就造成了虚警概率均方误差并没有因为视数加 1 减 1 而明显地增大, MSE 值也不会明显偏大; 反之, 小等效视数对加 1 减 1 的变化非常敏感, 虚警概率均方误差会因为视数加 1 减 1 而明显变大, 因此 MSE 值也会偏大.

#### 4.2 实测数据结果分析

采用 2000 年美航局对日本玉野 Kojimawan 附近区域得到的 AIRSAR 全极化数据集进行目标检测实验 (由 ASF 网站下载, 网址: <https://vertex.daac.asf.alaska.edu/>), 方位向视数为 9, 距离向视数为 1, 数据集分别包含 L 波段和 C 波段数据, 本文采用 L 波段数据进行分析. 采用文献[2]中的等效视数估计方法估计得出该区域等效视数为 3.6925, 图 2 为 L 波段数据部分区域, 图 2 中 A 区域为 CFAR 检测区域, A 区域舰船目标如图 3 所示. 采用文献[20]中的模型辨识方法进行模型辨识, 结果如

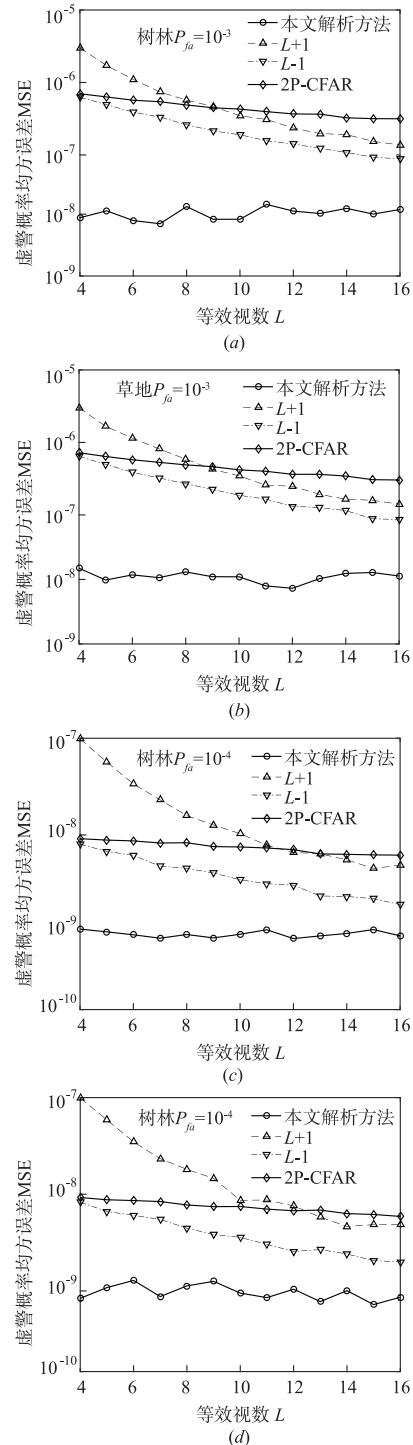


图 1 虚警概率均方误差与等效视数关系图

图 4 所示. 由图 4 可以看出, A 区域  $k_2/k_3$  散点图非常接近 Wishart 分布原点, 因此该区域杂波协方差矩阵可认为基本服从 Wishart 分布.

对图 3 中白色边框以外的杂波区域协方差矩阵平均后得到白化协方差矩阵  $\Sigma$ , 白化处理后得到 MPWF 检测量. 分别对该区域等效视数向下取整和向上取整, 并利用式 (12) 得到检测门限. 视数向下取整和向上取整

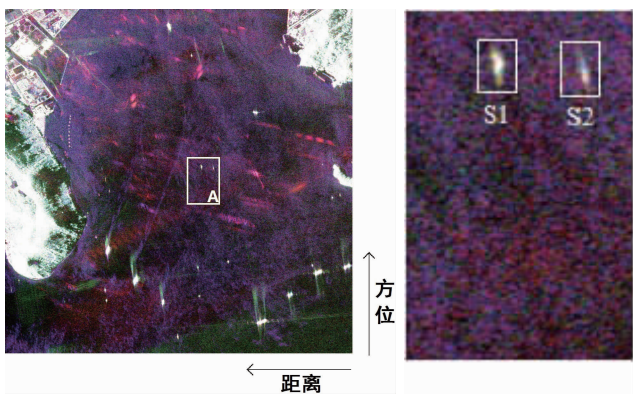


图2 CFAR检测区域

图3 区域A舰船目标

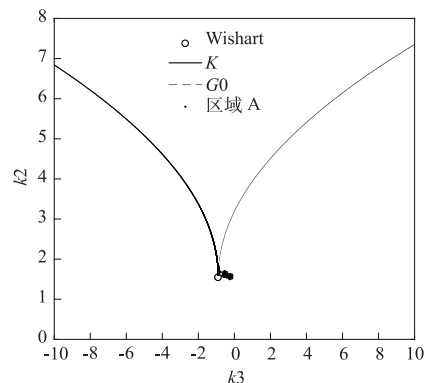


图4 区域A杂波模型辨识结果

分别为 3 和 4, CFAR 检测恒虚警概率分别取值为  $5 \times 10^{-3}$ ,  $10^{-3}$  和  $5 \times 10^{-4}$ . 本文方法, 刘国庆检测方法和 2P-CFAR 检测方法的检测结果如图 5 所示, 图 5 中  $P_{fa}$  为虚警概率, (a)、(b)、(c)、(d) 是虚警概率为  $5 \times 10^{-3}$  时的

检测结果, (e)、(f)、(g)、(h) 是虚警概率为  $10^{-3}$  时的检测结果, (i)、(j)、(k)、(l) 是虚警概率在  $5 \times 10^{-4}$  时的检测结果, 实际虚警概率值如表 2 所示.

表 2 CFAR 检测实际虚警概率值

	本文方法	刘国庆方法(视数向下取整)	刘国庆方法(视数向上取整)	2P-CFAR
恒虚警概率设置	$5.00 \times 10^{-3}$	$5.00 \times 10^{-3}$	$5.00 \times 10^{-3}$	$5.00 \times 10^{-3}$
实际虚警概率	<b><math>6.10 \times 10^{-3}</math></b>	<b><math>0.64 \times 10^{-3}</math></b>	<b><math>10.1 \times 10^{-3}</math></b>	<b>0.3025</b>
恒虚警概率设置	$10^{-3}$	$10^{-3}$	$10^{-3}$	$10^{-3}$
实际虚警概率	<b><math>1.10 \times 10^{-3}</math></b>	<b>0</b>	<b><math>3.70 \times 10^{-3}</math></b>	<b>0.1144</b>
恒虚警概率设置	$5.00 \times 10^{-4}$	$5.00 \times 10^{-4}$	$5.00 \times 10^{-4}$	$5.00 \times 10^{-4}$
实际虚警概率	<b><math>5.67 \times 10^{-4}</math></b>	<b>0</b>	<b><math>21.0 \times 10^{-4}</math></b>	<b>0.0664</b>

从图 5 中可以看出, 在不同的恒虚警概率设置下, 对视数进行向下取整处理之后的 CFAR 检测对虚警点的抑制效果最好, 但是结合表 2 来看, 在不同的恒虚警概率设置下, 视数向下取整检测方法的实际虚警概率与所设置的恒虚警概率差别较大, 该方法无法保证

CFAR 检测虚警概率恒定的假设前提. 图 5 中可看到本文提出的解析方法并不是对杂波抑制效果最好的, 但是从表 2 中可以看出, 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, 更好地保证了 CFAR 检测的恒虚警假设, 而实际上, 要想获得对杂波更好地抑制

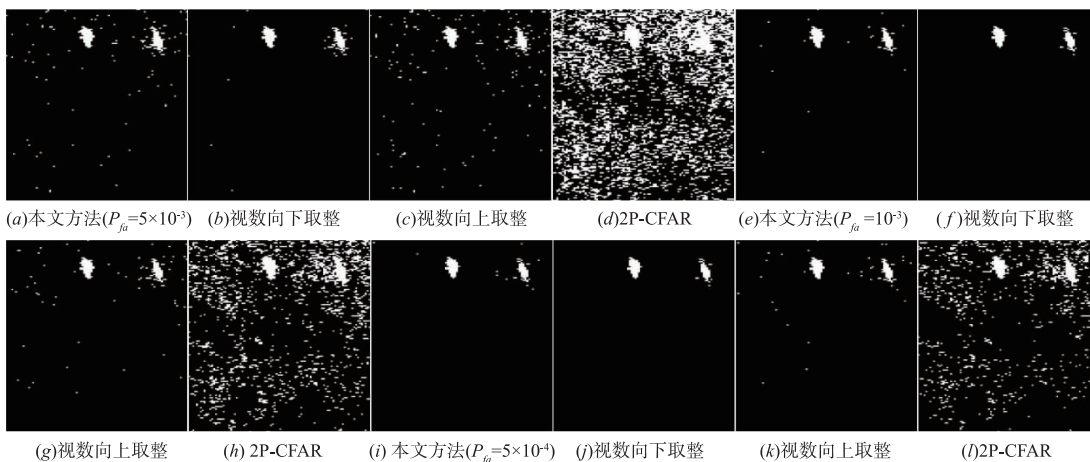


图5 各方法检测结果

效果,只需降低所设恒虚警概率即可.从图5中由2P-CFAR检测器的检测结果分辨出目标较为困难,其检测效果最差,同时其实际虚警概率也是偏离恒虚警概率较多的,这可能是因为检测量并不完全服从对数正态分布的原因造成的.

## 5 结束语

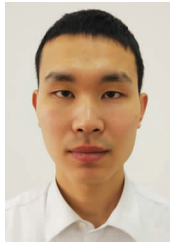
针对现有极化 SAR 图像 CFAR 检测算法不适用于非整数等效视数的难题,提出了一种 Wishart 分布假设下基于 MPWF 检测量的适用于非整数等效视数情况下 CFAR 检测方法.新方法中的实际虚警概率与给定的恒虚警概率最为接近,更好地保证了 CFAR 检测的恒虚警假设.随着分辨率的提高,极化 SAR 图像统计模型将更加符合非常数纹理下的乘积模型,采用新的统计模型,推导出该模型下检测门限关于等效视数的解析表达式,实现 CFAR 快速检测,这将是我们的下一步的研究工作.

## 参考文献

- [1] 崔浩贵.极化 SAR 图像统计建模及其参数估计方法研究 [D].武汉:海军工程大学,2014.1-2.  
Cui H G. Research on statistical modelling and parameters estimation of PolSAR imagery [D]. Wuhan: Naval University of Engineering, 2014. 1-2. (in Chinese)
- [2] Liu T, 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.
- [3] Novak L M, et al. Optimal speckle reduction in polarimetric SAR imagery [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1990, 26(2): 293-305.
- [4] Lopes A, et al. 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.
- [5] Liu G Q, 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): 152-158.
- [6] 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 G Q, et al. A new multi-look polarimetric SAR target detector and its performance analysis [J]. Signal Processing, 1998, 14(2): 110-116. (in Chinese)
- [7] Chaney R D, et al. On the performance of polarimetric target detection algorithms [A]. IEEE International Radar Conference [C]. Lexington, Massachusetts, 1990. 520-525.
- [8] Liu G Q, et al. An extension of multi-look polarimetric whitening filter for speckle reduction in polarimetric SAR imagery [A]. IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium [C]. Chengdu, Sichuan, 1998. 27-29.
- [9] Anfinsen S N, et al. Improved target detection in polarimetric SAR images by use of mellin kind statistics [J]. International Workshop on Science and Applications of SAR Polarimetry and Polarimetric Interferometry, 2011.
- [10] Wei J 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.
- [11] Gao W, et al. The extended polarimetric whitening filter and its application to target detection in polarimetric synthetic aperture radar images [J]. IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters, 2016, 13(3): 419-423.
- [12] Novak L M, et al. Optimal polarimetric processing for enhanced target detection [A]. Telesystems Conference Proceedings [C]. Lexington, Massachusetts, 1991. 69-75.
- [13] Irving W W, et al. Adaptive processing of polarimetric SAR imagery [A]. IEEE Signal, Systems and Computers [C]. Lexington, Massachusetts. 1990. 388-398.
- [14] Novak L M, et al. Studies of target detection algorithms that use polarimetric radar data [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1989, 25(2): 150-165.
- [15] 肖顺平,杨勇,冯德军,等.雷达极化检测器性能对比分析 [J]. 宇航学报, 2014, 35(10): 1198-1203.  
Xiao S P, et al. Contrastive analysis of the performances of radar polarimetric detectors [J]. Journal of Astronautics, 2014, 35(10): 1198-1203. (in Chinese)
- [16] Goodman N R. Statistical analysis based on a certain multivariate complex Gaussian distribution (an introduction) [J]. Annals of Mathematical Statistics, 1963, 34(1): 152-177.
- [17] 数学手册编写组, 数学手册 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2001. 588-600.
- [18] Goldstein G. B. False-alarm regulation in Log-Normal and Weibull clutter [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1973, 9(1): 84-92.
- [19] Khan S, et al. 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.
- [20] 崔浩贵,刘涛,单洪昌,等.一种 PolSAR 图像统计模型辨识新方法 [J]. 西安电子科技大学学报, 2015, 42(2): 199-205.  
Cui H G, et al. Novel statistical model recognition method for PolSAR imagery [J]. Journal of Xidian University,

2015, 42(2): 199 – 205. (in Chinese)

### 作者简介

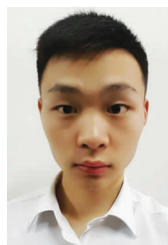


**张嘉峰** 男, 1993 年出生, 河北邯郸人, 海军工程大学硕士研究生, 主要从事雷达极化信息处理, 新体制雷达技术及电子战建模与仿真等领域的研究工作.

E-mail: 751971863@qq.com

**朱博** 男, 1991 年出生, 湖南娄底人, 海军研究院信息工程技术研究所工程师, 信号与信息处理专业, 主要从事雷达极化信息处理, 海战场网络空间作战等领域工作.

E-mail: zd1174810804@gmail.com



**张鹏** 男, 1996 年出生, 安徽蒙城人, 海军工程大学硕士研究生, 主要从事雷达极化信息处理, 新体制雷达技术及电子战建模与仿真等领域的研究工作.

E-mail: zhangpeng212121@163.com



**刘涛(通信作者)** 男, 1978 年出生, 山东新泰人, 海军工程大学教授, 博士生导师, 从事雷达极化信息处理, 新体制雷达技术及电子战建模与仿真等领域的研究工作. 主持国家自然科学基金项目 2 项, 国家 863 创新研究项目 1 项, 湖北省自然科学基金 2 项. 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