

一种新的极化 SAR 图像目标 CFAR 检测方法

王娜* 时公涛 陆军 匡纲要

(国防科学技术大学电子科学与工程学院 长沙 410073)

摘要: 该文提出了一种新的极化 SAR 图像目标 CFAR 检测算法。首先, 在乘积模型框架下, 引入具有均匀度变化下广泛杂波区域建模能力的逆 Gamma 分布, 推导出了极化匹配滤波(PMF)检测量的分布模型 — $P-G^0$ 分布。进而, 利用基于 Mellin 变换的对数累积量导出了 $P-G^0$ 分布的参数估计器, 保证了 PMF 检测量的精确建模。最后, 推导出 $P-G^0$ 分布的 CFAR 检测阈值求解公式, 以此设计了新的 CFAR 检测算法。利用 RADARSAT-2 极化 SAR 数据的实验结果表明了 $P-G^0$ 分布对不同均匀度的地物都具有良好的拟合性能, 所提检测算法能够实现均匀度变化较大环境下目标的准确、自动检测。

关键词: SAR; CFAR 检测; 极化匹配滤波; 逆 Gamma 分布; $P-G^0$ 分布

中图分类号: TN958

文献标识码: A

文章编号: 1009-5896(2011)02-0395-06

DOI: 10.3724/SP.J.1146.2010.00023

A New Polarimetric SAR Image CFAR Target Detecting Method

Wang Na Shi Gong-tao Lu Jun Kuang Gang-yao

(School of Electronic Science and Engineering, National University of Defense Technology, Changsha 410073, China)

Abstract: A new polarimetric SAR image CFAR target detection method is proposed in this paper. Firstly, the statistical distribution of PMF (Polarimetric Matched Filter) metric is deduced (signified as $P-G^0$ distribution) based on product model combining the inverse Gamma distribution which is effective in modeling of clutter with diverse homogeneity. Farther, the parameter estimator of such distribution is educed using logarithm cumulants grounded on Mellin transform, which assures the exact modeling of PMF metric. Finally, the formula of CFAR detection threshold is deduced and a new CFAR detection method is designed. The experimental results using RADARSAT-2 polarimetric SAR data demonstrate $P-G^0$ distribution is efficiency in data fitting of terrains and the proposed detection method can implement the accurate and automatic target detection in clutter with diverse homogeneity.

Key words: SAR; CFAR detection; Polarimetric Matched Filter (PMF); Inverse Gamma distribution; $P-G^0$ distribution

1 引言

随着极化 SAR 系统的迅速发展, 极化 SAR 数据解译得到了越来越广泛的关注^[1,2]。极化 SAR 图像包含比单通道 SAR 图像更加丰富的信息^[3], 能有效提高目标检测性能^[4], 基于极化 SAR 图像的目标检测是 SAR 信息处理领域的前沿课题^[5]。

国内外许多学者针对极化 SAR 数据目标检测开展了富有成效的研究, 著名的有文献[6]提出的极化白化滤波(Polarimetric Whitening Filter, PWF), 极化匹配滤波 (Polarimetric Matched Filter, PMF)^[7]检测器等; 文献[8]提出的极化高斯广义似然比检测器 (Polarimetric Gaussian Generalized

Likelihood Ratio Test detector, PG-GLRT); 文献[9]基于相干目标分解 (Coherent Target Decomposition, CTD)的极化 SAR 舰船检测以及文献[10]基于极化熵(Polarimetric Entropy, PE)的舰船检测。其中, PMF 检测器是基于对比度特征中信杂比最大的一种最优检测器, 但其在具体应用时仍存在以下问题。

(1) 文献[7]给出了纹理因子分别为常数和 Gamma 分布时 PMF 检测器的检测(虚警)概率。对于实测数据中包含不同类型的地物, 地物均匀性变化很大, 此时用 Gamma 分布对地物 RCS 建模都不足以准确地描述杂波区域的统计特性。

(2) 上述检测(虚警)概率是假设多视数据各视统计独立得出的。事实上由于 SAR 成像匹配滤波以及抑制相干斑等滤波处理, 使得相邻样本成像后具有一定相关性, 从而使得多视处理后的数据各视间并

2010-01-08 收到, 2010-11-02 改回

国家自然科学基金(60772045)资助课题

*通信作者: 王娜 183165wn@163.com

不满足统计独立的假设。为了实现对 PMF 检测量的精确建模, 需要将表示有效不相关样本个数的等效视数也作为参数进行估计。

为解决上述问题, 本文引入逆 Gamma 分布^[11]推导出 PMF 检测量的统计分布模型—— $P-G^0$ 分布。在此基础上, 导出了该分布基于对数累积量的参数估计器^[12]及对应的 CFAR 检测阈值求解公式。利用实测极化 SAR 数据的拟合实验结果表明 $P-G^0$ 分布及其参数估计器的有效性, 以此设计的 CFAR 检测算法在均匀度变化很大的杂波背景下能准确地检测出目标。

2 PMF 检测量的统计建模

对于多视数据, 假设 RCS 起伏区域各通道纹理因子相同, PMF 检测量可写为^[7]

$$z = \sum_{i=1}^N |\mathbf{h}^H \cdot (\sqrt{\alpha} \mathbf{X}_i)|^2 = \alpha \mathbf{h}^H \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{h} = \alpha \sum_{i=1}^N z_i = \alpha z_h \quad (1)$$

其中 N 为视数, $\mathbf{X}_i = [X_{\text{HH}} \ X_{\text{HV}} \ X_{\text{VV}}]^T$, 为均匀区域第 i 视 HH, HV 和 VV 通道的极化测量矢量, \mathbf{h} 为使信杂比最大的最优权矢量, z_h 为均匀区域 PMF 检测量, α 为描述各通道 RCS 起伏的纹理因子, $\boldsymbol{\Sigma}$ 为均匀区域样本协方差矩阵。本文在乘积模型下, 首先给出均匀区域 PMF 检测量的统计分布, 并进一步在 RCS 起伏区域引入逆 Gamma 分布描述通道纹理因子, 推导此时 PMF 检测量的分布。

由于 \mathbf{X}_i 服从零均值的多元复高斯分布, 从而 $\mathbf{h}^H \mathbf{X}_i$ 服从三通道线性加权的复高斯分布^[7]。设 $\mathbf{h}^H \mathbf{X}_i$ 方差为 σ^2 , 则 $z_i = |\mathbf{h}^H \mathbf{X}_i|^2$ 服从参数为 σ^2 的指数分布。假定 N 视数据等效视数为 m , 则式(1)中 z_h 服从自由度为 m , 参数为 $1/\sigma^2$ 的 Gamma 分布^[13], 即

$$f_{z_h}(z_h) = \frac{(1/\sigma^2)^m}{\Gamma(m)} z_h^{m-1} \exp(-z_h/\sigma^2) \quad (2)$$

一般而言 RCS 可由服从 Gamma 分布的规则散射部分和逆 Gamma 分布的奇异散射部分组成^[14], 此时纹理因子服从广义逆高斯分布, 但由此得到的数据统计分布参数估计很困难。由于逆 Gamma 分布包含 Gamma 分布的建模能力, 其能实现对极不均匀、一般不均匀和均匀区域地物 RCS 都较为精确地建模^[11], 因此本文采用逆 Gamma 分布描述纹理因子 α , 如式(3)所示。

$$f_\alpha(\alpha) = \frac{\alpha^{(\alpha'-1)}}{\gamma^{\alpha'} \Gamma(-\alpha')} \exp(-\gamma/\alpha) \quad (3)$$

其中 α' 为反映区域均匀度的形状参数, γ 是与区域平均能量有关的尺度因子参数。式(1)中 α 与 z_h 可认为统计独立, 则

$$\begin{aligned} f_z(z) &= \int_0^{+\infty} \frac{1}{w} f_\alpha(w) f_{z_h}(z/w) dw \\ &= \frac{z^{m-1}}{\gamma^{\alpha'} (\sigma^2)^m \Gamma(-\alpha') \Gamma(m)} \int_0^{+\infty} w^{(m-\alpha'-1)} \\ &\quad \cdot \exp(-(\gamma + z/\sigma^2)w) dw \end{aligned} \quad (4)$$

令 $\gamma' = \gamma\sigma^2$, 根据积分公式 $\int_0^{+\infty} x^{v-1} \exp(-\mu x) dx = \Gamma(v)/\mu^v$ ($\mu > 0, v > 0$) 可得

$$f_z(z) = \frac{z^{m-1} \Gamma(m-\alpha')}{\gamma'^m \Gamma(-\alpha') \Gamma(m) (1+z/\gamma')^{m-\alpha'}} \quad (5)$$

将式(5)称为 $P-G^0$ 分布, 其中 m 对应等效视数, γ' 为尺度参数, 表示测试区域 PMF 检测量的平均能量。

3 基于对数累积量的参数估计

经典矩估计法求解 $P-G^0$ 分布参数时, 在极不均匀区域参数真实值与矩收敛域所限制的范围有一定冲突, 且其没有对等效视数估计, 造成分布拟合性能的下降。文献[12]以 Mellin 变换为基础推导 G^0 分布的对数累积量参数估计器, 有效解决了上述问题。本文借鉴文献[12]方法, 推导 $P-G^0$ 分布的对数累积量估计器 (记为 $P-G^0$ Logarithm Cumulants Estimator, $P-G^0$ LCE)。

根据 Mellin 变换^[12], 可以导出式(5)中 $P-G^0$ 分布的第 1 个、第 2 个第 2 类型的特征函数分别为

$$\left. \begin{aligned} \phi_z(s) &= (\gamma'^{s-1} \Gamma(s-1+m) \cdot \Gamma(-\alpha' - (s-1))) \\ &\quad / (\Gamma(m) \cdot \Gamma(-\alpha')) \\ \xi_z(s) &= (s-1) \ln \gamma' + \ln \Gamma(s-1+m) + \ln \Gamma(-\alpha') \\ &\quad - (s-1) - \ln \Gamma(m) - \ln \Gamma(-\alpha') \end{aligned} \right\} \quad (6)$$

对式(6)中 $\phi_z(s)$ 与 $\xi_z(s)$ 在 $s=1$ 处求各阶导数, 得到对数矩 \tilde{m}_k 与对数累积量 \tilde{c}_k 。由于 \tilde{m}_k 的计算复杂度随阶数增高越来越大, 不适合估计参数, 而 \tilde{c}_k 的表达式却很简洁, 计算简单, 非常适用于 $P-G^0$ 分布参数的估计。如式(7)所示。

$$\left. \begin{aligned} \tilde{c}_1 &= \ln \gamma' + \Psi(m) - \Psi(-\alpha') \\ \tilde{c}_k &= \Psi(k-1, m) + (-1)^k \Psi(k-1, -\alpha'), \quad k \geq 2 \end{aligned} \right\} \quad (7)$$

其中 $\Psi(k, \cdot)$ ($k=1, 2, \dots$) 表示 k 阶 Polygamma 函数。忽略前三阶 \tilde{m}_k 与 \tilde{c}_k 的推导过程, 其对应的样本值存在如下关系:

$$\left. \begin{aligned} \hat{c}_1 &= \hat{m}_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\ln(x_i)] \\ \hat{c}_2 &= \tilde{m}_2 - \hat{m}_1^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [(\ln(x_i) - \hat{m}_1)^2] \\ \hat{c}_3 &= \hat{m}_3 - 3\hat{m}_1\hat{m}_2 + 2\hat{m}_1^3 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [(\ln(x_i) - \hat{m}_1)^3] \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

结合式(7)与式(8)得到 $P-G^0$ 分布的参数估计表达式为

$$\left. \begin{aligned} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\ln(x_i)] &= \ln \gamma' + \Psi(m) - \Psi(-\alpha') \\ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [(\ln(x_i) - \hat{c}_1)^2] &= \Psi(1, m) + \Psi(1, -\alpha') \\ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [(\ln(x_i) - \hat{c}_1)^3] &= \Psi(2, m) - \Psi(2, -\alpha') \end{aligned} \right\} \quad (9)$$

4 检测算法

4.1 CFAR 检测阈值的求解

给定虚警率 f_a , 根据式(5)可知基于 $P-G^0$ 分布的 PMF 检测量其 CFAR 检测门限 T 可由式(10)确定

$$1 - f_a = \int_0^T f_z(z) dz = \frac{\Gamma(m - \alpha')}{\gamma'^m \Gamma(-\alpha') \Gamma(m)} \cdot \int_0^T \frac{z^{m-1}}{(1 + z/\gamma')^{m-\alpha'}} dz \quad (10)$$

根据积分公式 $\int_0^u x^{\mu-1}/(1 + \beta x)^v dx = (u^\mu/\mu) {}_2F_1(v, \mu; 1 + \mu; -\beta u)$ 得出阈值求解公式为

$$1 - f_a = \frac{\Gamma(m - \alpha')}{\gamma'^m \Gamma(-\alpha') \Gamma(m)} \cdot \frac{T^m}{m} {}_2F_1(m - \alpha', m; 1 + m; -T/\gamma') \quad (11)$$

其中 ${}_2F_1(m - \alpha', m; 1 + m; -T/\gamma')$ 为高斯超几何函数, 对式(11)借助于数值求解即可准确求得阈值 T 。

4.2 算法流程

基于 PMF 检测量的 CFAR 检测流程如图 1 所示

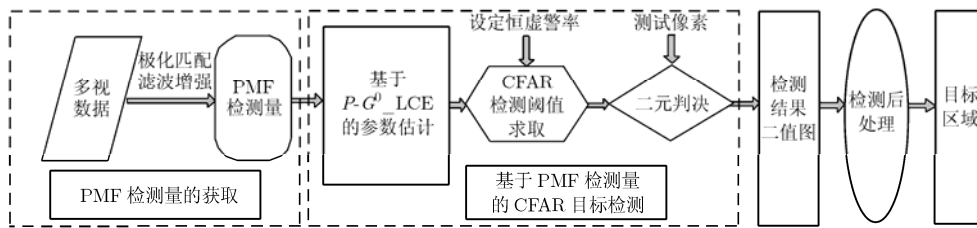


图 1 所提检测算法流程图

示, 具体实现过程为

步骤 1 对多视极化 SAR 数据利用极化匹配滤波增强获得 PMF 检测量;

步骤 2 采用空心 CFAR 滑窗基于 $P-G^0$ LCE 估计测试像素点的 $P-G^0$ 分布参数, 在设定的虚警率下根据式(11)求取 CFAR 检测的局部阈值 T 。根据 T 对 PMF 检测量 ξ 进行检测, 若 $\xi > T$, 认为测试像素点为目标点, 否则, 认为该点为杂波像素点。

步骤 3 根据步骤 2 遍历整幅图像后得到二值化的检测结果图;

步骤 4 由于目标信息主要包含在极化 SAR 图像有限个强散射点中, 检测结果中同一目标的像素点一般离散分布, 所以需要检测后的二值图进行像素聚类, 并对聚类后的像素进行面积筛选以去除明显不是目标的虚警区域, 得到目标区域。

5 实验结果及分析

基于本文所提 $P-G^0$ 分布, 分别采用 Radarsat-2 获取的旧金山海湾地区与加拿大渥太华地区的全极化 SAR 数据(对应伪彩图如图 2 与图 3 所示, 数据分辨率都为 $8 \text{ m} \times 8 \text{ m}$)对 PMF 检测量进行数据拟合与 CFAR 目标检测, 并对实验结果分析。

5.1 PMF 检测量分布模型的拟合性能分析

根据地物均匀度从图 2 中截取 4 幅至少包含两

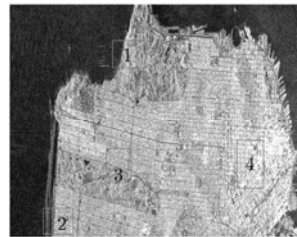
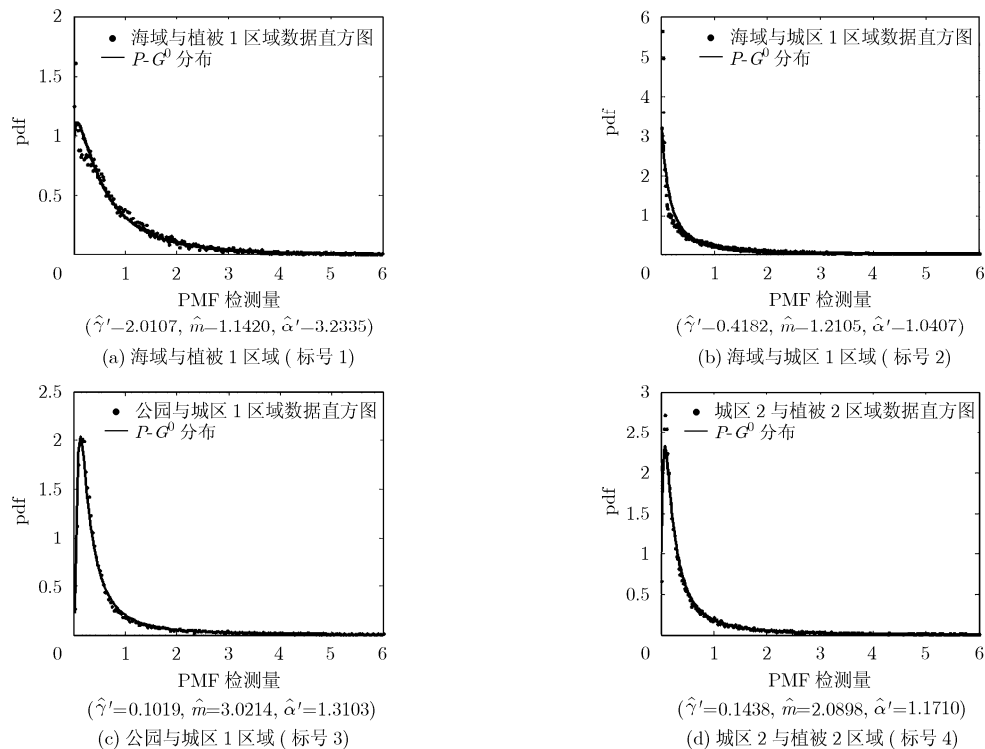
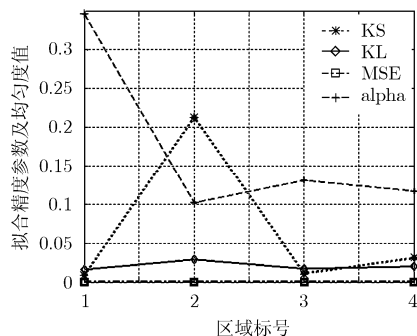


图 2 旧金山地区极化 SAR 数据切片伪彩图



图 3 渥太华地区极化 SAR 数据切片伪彩图

种地物的区域(标号为 1~4)进行数据拟合。图 4 给出了 4 块区域的拟合结果及参数估计值, 目视效果来看 4 块区域中 $P-G^0$ 分布与 PMF 检测量数据直方图的吻合程度都较高。进一步, 采用 KL 度量^[12], KS 检验量^[12], MSE 度量^[12]及表征地物均匀度的参数 α 评估图 4 的拟合精度, 如图 5 所示, 其中 $\alpha = \hat{\alpha}'/10$ 。由图 4 与图 5 可反映出: (1)4 块区域对应的 KL, KS 及 MSE 值都较小, 即使在标号 2 所示的海洋与城区的混合区域, KL, KS 及 MSE 值也较小, 从而说明利用 $P-G^0$ 分布对 PMF 检测量进行统计建模是有效的; (2)地物均匀度越高, 对应 KL, KS 及 MSE 值越小, α 值越大, 这与理论分析结论是一致的, 从而也反映出 $P-G^0$ 分布对杂波拟合的准确性; (3)不同均匀度的区域等效视数估计

图 4 标号区域 PMF 检测量直方图和对应的 $P-G^0$ 分布及参数图 5 标号区域 $P-G^0$ 分布的拟合精度及均匀度

值 \hat{m} 并不相同, 因此考虑各视之间的相关性对于提高 PMF 检测量数据的拟合精度具有很大的优势。

5.2 CFAR 检测及结果分析

从图 3 对应的极化 SAR 数据中截取两块具有船只目标的切片, 其中切片 1 伪彩图如图 6(a)所示, 大小为 200×156 , 背景为海面与岛屿连接区域(船只目标已标示出); 切片 2 伪彩图如图 7(a)所示, 大小为 288×294 , 背景为海面与包含植被与城区的岛屿区域(船只目标及背景已标示出)。分别基于本文方法与文献[7]方法对两组切片中船只目标进行检测。

分别选取切片 1 中船只与海面样本协方差矩阵的平均值代替目标与杂波协方差矩阵, 经过 PMF 增强后得到图 6(b)所示的检测量图。可以看出: 该图中船只目标被增强为很亮的像素点, 而海域像素

点经过抑制后很暗, 由于岛屿中存在大量具有二面角散射体的人造物体, 在对船只增强的同时这些人造物体也得到了增强, 表现为较亮的像素点。分别设置虚警率 f_a 为 10^{-3} 与 10^{-4} 进行检测。 $f_a = 10^{-3}$ 时利用本文与文献[7]方法分别得到图 6(c)与 6(d)的检测结果, 两幅图中船只 ROI 区域都已检测出, 但本文方法不仅将海面绝大部分虚警点去除, 而且能将岛屿中大部分较亮的人造物体像素点去除, 使得图 6(c)中虚警点远远少于图 6(d)中虚警点。对图 6(c)与 6(d)进行检测后处理得到 6(e)与 6(f), 此时(c)中虚警在 6(e)中已完全被滤除, 而图 6(d)中岛屿区域的大面积虚警在 6(f)中无法滤除。 $f_a = 10^{-4}$ 时得到图 6(g), 6(h), 6(i), 6(j)的检测与后处理结果, 此时图 6(g)与 6(h)中虚警都有所减少, 但 6(h)中仍存在大面积虚警, 由此得到 6(g)对应的后处理图 6(i)中虚警已完全被滤除, 而 6(h)对应的后处理图 6(j)中虚警仍无法滤除。

对切片 2 增强后得到与图 6(b)类似的增强效果, 如图 7(b)所示。注意到船只 2 周围的四条亮细线(在图 7(b)中将其用椭圆虚线框标示出), 这是由数据散焦形成的。分别设置 f_a 为 5×10^{-3} 与 10^{-3} 进行检测。两组虚警率下都可得到与切片 1 类似的检测与后处理结果, 分别如图 7(c), 7(d), 7(e), 7(f)与 7(g), 7(h), 7(i), 7(j)所示。可以看出: 除去由数据散焦在船只 2 周围形成的虚警, 本文方法检测后

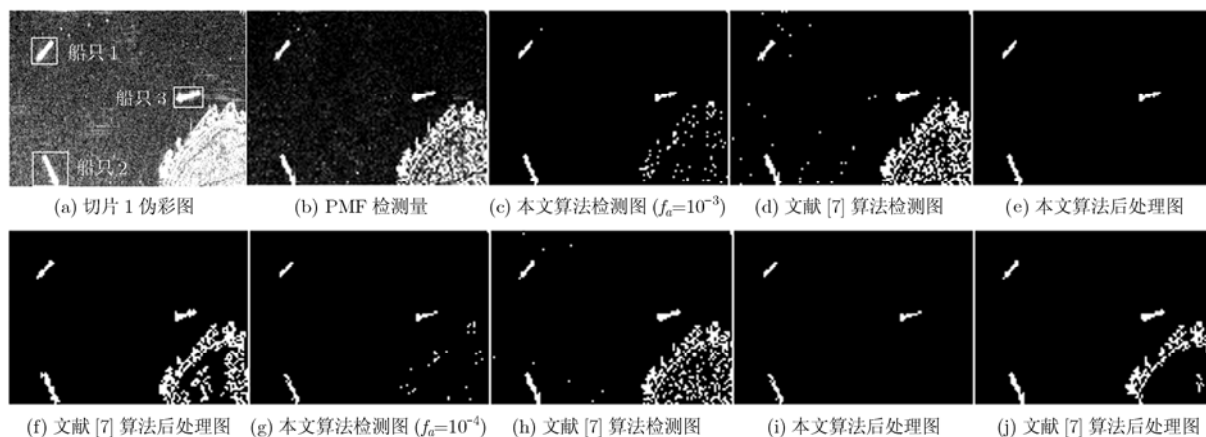


图 6 切片 1 检测结果图

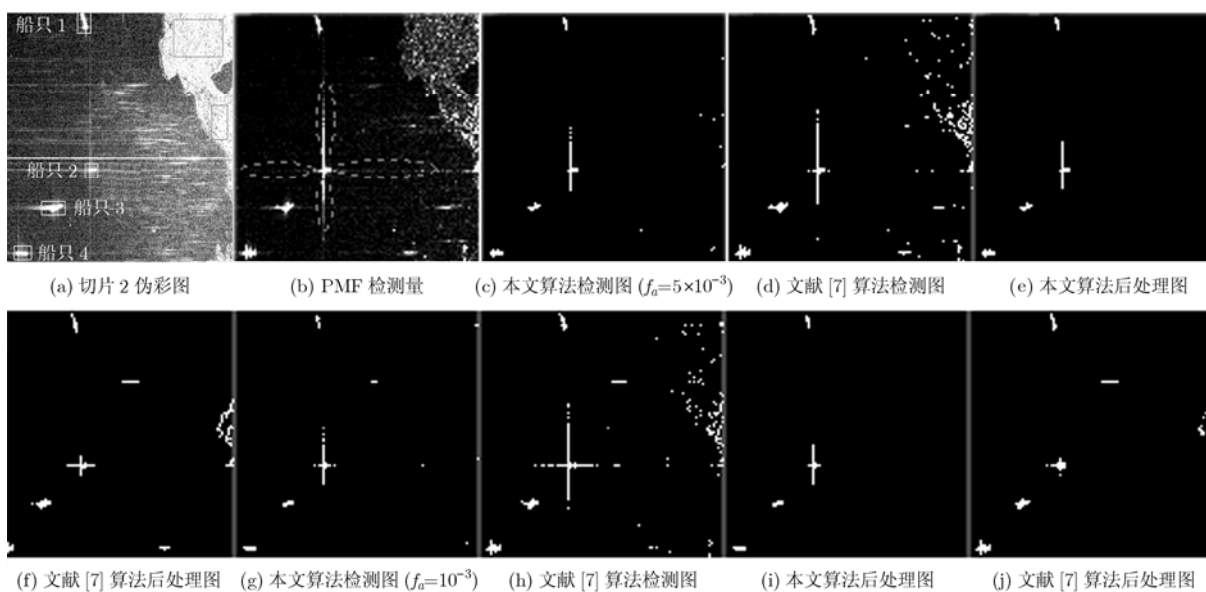


图 7 切片 2 检测结果图

的虚警在其后处理图中都已完全去除, 而文献[7]方法检测后的虚警在其后处理图中仍无法滤除。

6 结论

本文引入逆 Gamma 分布描述极化 SAR 图像通道纹理因子, 由此推导出 PMF 检测量的统计分布— $P-G^0$ 分布。进一步利用对数累积量估计该分布的参数, 并导出对应的 CFAR 阈值求解公式, 从而设计出一种新的极化 SAR 图像目标 CFAR 检测算法。实验结果表明了该算法在对均匀度变化下广泛杂波区域精确建模的基础上, 能够准确检测出目标的 ROI 区域, 同时去除了背景中绝大部分的杂波点, 使得所提检测算法具有实用性强、稳健性高的优势。**致谢** 感谢加拿大遥感中心提供全极化 SAR 图像数据。

参考文献

- [1] 代大海, 王雪松, 肖顺平, 等. PolSAR 系统与技术的发展趋势[J]. 雷达科学与技术, 2008, 6(1): 15-22.
Dai Da-hai, Wang Xue-song, and Xiao Shun-ping, *et al.*. Development trend of PolSAR system and technology[J]. *Radar Science and Technology*, 2008, 6(1): 15-22.
- [2] Fei Chu hong, Liu Ting, and Lampropoulos G, *et al.*. Markov chain CFAR detection for polarimetric data using data fusion[C]. IEEE conference proceedings on Digital Signal Processing, Santorini, Hellas, 2009: 1-6.
- [3] 刘涛, 王雪松, 肖顺平. SAR 多视图像的 Stokes 参数的统计分布[J]. 电子与信息学报, 2008, 30(5): 1027-1031.
Liu Tao, Wang Xue-song, and Xiao Shun-ping. Statistics of the stokes parameters for multilook SAR image[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2008, 30(5):

- 1027-1031.
- [4] Hurtado M and Nehorai A, *et al.* Polarimetric detection of targets in heavy inhomogeneous clutter[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2008, 56(4): 1349-1361.
- [5] 徐牧, 王雪松, 肖顺平. 基于散射机理分类与频谱相关性分析的极化 SAR 人造目标鉴别[J]. *信号处理*, 2009, 25(3): 412-417.
- Xu Mu, Wang Xue-song, and Xiao Shun-ping. Man-made target discrimination identification and spectral correlation based on scattering mechanism property analysis of POLSAR images[J]. *Signal Processing*, 2009, 25(3): 412-417.
- [6] Novak L M and Burl M C. Optimal speckle reduction in PolSAR imagery and its effect on target detection[C]. SPIE in the proceeding of Millimeter Wave and Synthetic Aperture Radar, Orlando, USA, 1989, 110: 84-115.
- [7] Novak L M and Burl M C. Studies of target detection algorithms that use polarimetric radar data[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 1989, 25(2): 150-165.
- [8] Sciotti M, Pastina D, and Lombardo P. Polarimetric detectors of extended targets for ship detection in SAR images[C]. IGARSS'01, Sydney, Australia, 2001: 3132-3134.
- [9] Ringrose Robert and Harris Nicola. Ship detection using polarimetric SAR data[C]. In Proc of the CEOS SAR workshop, Toulouse, France, 1999, 450: 687-691.
- [10] Touzi R. Calibrated polarimetric SAR data for ship detection[C]. IGARSS'00, Honolulu, USA, 2000: 144-146.
- [11] Frery A C, Muller H J, and Yanasse C F, *et al.* A model for extremely heterogeneous clutter. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, 1997, 35(3): 648-659.
- [12] 时公涛, 高贵, 周晓光, 等. 基于 Mellin 变换的 G^0 分布的参数估计方法[J]. *自然科学进展*, 2009, 19(6): 677-690.
- Shi Gong-tao, Gao Gui, and Zhou Xiao-guang, *et al.* G^0 Distribution's parameter estimation based on mellin transform[J]. *Progress in Natural Science*, 2009, 19(6): 677-690.
- [13] 邓永录. 应用概率及其理论基础[M]. 北京: 清华大学出版社, 2005: 62-63.
- Deng Yong-lu. Applied Probability and the Theory Foundation[M]. Beijing: Tsinghua University Press, 2005: 62-63.
- [14] Muller H J. Modeling of extremely heterogeneous radar backscatter[C]. IGARSS'97, Singapore, 1997, 4: 1603-1605.
- 王 娜: 女, 1983 年生, 博士生, 研究方向为极化 SAR 图像目标检测.
- 时公涛: 男, 1980 年生, 博士生, 研究方向为 SAR-GMTI、SAR 成像处理以及 SAR 图像统计建模.
- 陆 军: 男, 1970 年生, 博士, 副教授, 硕士生导师, 从事雷达信号处理领域的研究工作.
- 匡纲要: 男, 1966 年生, 博士, 教授, 博士生导师, 从事雷达信号处理、SAR 图像解译、多光谱图像目标识别、雷达目标特性分析等领域的研究工作.