

K分布下极化 SAR 图像 CFAR 检测新方法

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: 在极化合成孔径雷达 (PolSAR) 图像杂波服从 K 分布下, 已有的基于多视极化白化滤波器 (MPWF) 的恒虚警 (CFAR) 检测方法不适用于等效视数为非整数情形. 针对此问题, 提出了一种具有解析虚警概率表达式的 CFAR 检测方法. 在乘积模型下引入 Gamma 分布纹理变量后, 对 MPWF 检测量的概率密度函数 (PDF) 积分得到其累积分布函数 (CDF), 进而得到虚警概率关于检测门限的解析形式. 仿真实验结果表明新方法良好的虚警拟合效果, 此外在目标杂波比 (TCR) 较大时, 新方法检测概率更高, 反之, 检测概率低于已有方法. 需说明的是, 目前 K 分布下多视极化匹配滤波 (MPMF) 检测方法的虚警概率表达式存在错误, 因此对 K 分布下的 MPMF 检测方法进行了修正并推导出了正确的虚警表达式.

关键词: 恒虚警 (CFAR) 检测; 等效视数; K 分布; 多视极化白化滤波 (MPWF); 多视极化匹配滤波 (MPMF); 目标杂波比 (TCR)

中图分类号: TN95 文献标识码: A 文章编号: 0372-2112 (2019)04-0896-11
电子学报 URL: <http://www.ejournal.org.cn> DOI: 10.3969/j.issn.0372-2112.2019.04.018

A Novel CFAR Detection Algorithm in K-Distributed Clutter for Polarimetric SAR Imagery

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: In the case that the clutter of the polarimetric synthetic aperture radar (PolSAR) imagery follows K distribution, the existing constant false alarm rate (CFAR) detection algorithms based on multi-look polarization whitening filter (MPWF) cannot be applied to the condition that the equivalent number of looks is a non-integer. To solve the problem, a CFAR detection algorithm with analytical false alarm probability expression is proposed. After introducing the Gamma distribution texture under the product model, the probability distribution function (PDF) of the MPWF metric is integrated to obtain its cumulative distribution function (CDF), and then the analytical form of the false alarm probability with respect to the detection threshold is obtained. The simulation results show that the new algorithm has a good false alarm fitting effect. In addition, when the target clutter ratio (TCR) is large, the new algorithm has a higher detection probability. Otherwise, the detection probability is lower than the existing algorithm. It is worth pointing out that the current false alarm probability expression of multi-look polarization matched filter (MPMF) under K distribution is wrong, so the current detection algorithm based on MPMF detection metric is modified and the correct expression of the false alarm probability is derived.

Key words: CFAR detection; the equivalent number of looks; K distribution; MPWF; MPMF; target clutter ratio

1 引言

由于对地球表面的高质量测量, PolSAR 已被广泛使用于不同的遥感应用^[1]. 然而因其固有的相干斑噪声严重降低了雷达成像的质量, 有效抑制相干斑噪声

是 PolSAR 图像准确处理的先决条件^[2], 而相干斑的抑制效果则无疑受到杂波统计建模准确性的影响. 在高分辨情形下, 对于 PolSAR 图像统计建模问题研究最多的是多变量乘积模型, 该模型将目标散射表示为一个表征雷达散射截面积的纹理变量和一个表征相干斑的

复高斯矢量的乘积^[3]. 在多变量乘积模型中,应用较广泛的是 K 分布模型,它是由纹理变量在服从 Gamma 分布时得到的.

多视极化白化滤波(MPWF)处理在抑制相干斑方面表现良好,因而较为常用.极化白化滤波(PWF)首先由 Novak 等人提出,之后由 Lopes, Sery 和刘国庆等人将其推广用于多视数据^[4].在基于乘积模型的杂波统计建模 CFAR 检测中,Novak 首先在 Wishart 分布下基于 MPWF 检测量推导出了单视情况下虚警概率的表达形式^[5],在此基础上,刘国庆在 K 分布下推导出了多视情况下虚警概率的表达形式^[6],并将其应用于 MPWF 检测.但该 CFAR 检测方法存在两个缺点:第一是该表达式要求等效视数必须为整数,但是等效视数的估计一般不为整数,取近似整数计算则降低了 CFAR 检测算法的精度;第二是已知虚警概率,求解检测门限实际上是求解一个项数不定的超越方程,求解较为困难,降低了算法的实时性.针对此问题,在高分辨情况下进行了 K 分布建模,推导得到了 MPWF 检测量的 PDF,进而在给定虚警概率和等效视数情况下,推导得到了虚警概率关于检测门限的解析表达形式,解决了文献[6]检测方法不能准确应用于非整数等效视数的难题.此外,Jiang 在文献[7]中推导出了 K 分布下检测量的虚警概率表达式,种劲松在文献[8]中将该表达式运用于 SAR 图像目标检测,王娜也在文献[4]中将该表达式用于 K 分布下多视极化匹配滤波(MPMF)检测量的 CFAR 检测,但验证发现由该表达式并不能得到正确的 MPMF 检测量的虚警概率,因此本文对该表达式进行了修正,得到了正确的基于 MPMF 检测量的虚警概率表达式.

2 基于 MPWF 检测量的 CFAR 检测新方法

假设纹理变量同等地影响了三个极化通道,则对于极化散射矢量 \mathbf{s} ,乘积模型可表示为^[5]

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

其中, τ 为纹理标量, \mathbf{y} 为相干斑矢量,通常情况下,可以假定 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表示为^[9]

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

其中, L 为多视处理的视数,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矢量,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^[9]

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

其中, $\mathbf{Y} = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \mathbf{y}_i \mathbf{y}_i^H$.

对于式(1)给出的乘积模型,经 MPWF 降斑处理后

的检测量为^[9]

$$z = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \mathbf{s}_i^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{s}_i = \text{Tr}(\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{C}) \quad (4)$$

其中, $\text{Tr}(\cdot)$ 表示矩阵的迹, $\boldsymbol{\Sigma}$ 为多视协方差矩阵 \mathbf{C} 的统计平均,因此 $\boldsymbol{\Sigma}$ 可表示为^[10]

$$\boldsymbol{\Sigma} = E(\mathbf{C}) = E(\tau)E(\mathbf{Y}) = E(\tau)\mathbf{P} \quad (5)$$

其中, $E(\cdot)$ 表示取期望, \mathbf{P} 为相干斑矢量统计平均后的协方差矩阵.将式(3)和式(5)代入式(4),MPWF 检测量可分解为^[10]

$$z = \frac{\tau}{E(\tau)} \text{Tr}(\mathbf{P}^{-1} \mathbf{Y}) = \tau_1 x \quad (6)$$

其中, τ_1 为归一化的纹理变量, $x = \text{Tr}(\mathbf{P}^{-1} \mathbf{Y})$,可知 x 服从尺度参数为 d ,形状参数为 Ld 的 Gamma 分布^[10]

$$x \sim \gamma(d, Ld) = \frac{L^{Ld} x^{Ld-1}}{\Gamma(Ld)} e^{-Lx} \quad (7)$$

其中, d 为散射矢量的维数.式(6)中 τ_1 服从归一化的 Gamma 分布,即

$$\tau_1 \sim \gamma(1, \beta) = \frac{\beta^\beta}{\Gamma(\beta)} \tau_1^{\beta-1} e^{-\beta \tau_1} \quad (8)$$

那么式(6)中 z 服从 Gamma-Gamma 分布,也就是一般 K 分布的平方根,即^[11]

$$f_z(z; \beta, L, d) = \frac{2(\beta L)^{\frac{d+Ld}{2}} z^{\frac{d+Ld}{2}-1}}{\Gamma(Ld)\Gamma(\beta)} K_{\beta-Ld} [2(\beta Lz)^{1/2}] \quad (9)$$

式(9)中, $K_{\beta-Ld}(\cdot)$ 为 $\beta-Ld$ 阶第二类修正 Bessel 函数^[12],利用 MeigerG 函数的性质^[13]

$$G_{0,2}^{2,0} [x | a, b] = 2x^{1/2(a+b)} K_{a-b}(2x^{1/2}) \quad (10)$$

与积分公式^[14]

$$\int_0^y x^{\alpha-1} G_{p,q}^{m,n} \left[\omega x \left| \begin{matrix} (a_p) \\ (b_q) \end{matrix} \right. \right] \quad (11)$$

$$= y^\alpha G_{p+1,q+1}^{m,n+1} \left[\omega y \left| \begin{matrix} a_1, \dots, a_n, 1-\alpha, a_{n+1}, \dots, a_p \\ b_1, \dots, b_m, -\alpha, b_{m+1}, \dots, b_q \end{matrix} \right. \right]$$

对式(9)积分,则检测量 z 的累积分布函数(CDF)为

$$F_z(y; \beta, L, d) = \int_0^y f_z(z; \beta, L, d) dz = \frac{1}{\Gamma(Ld)\Gamma(\beta)} G_{1,3}^{2,1} \left[\beta Ly \left| \begin{matrix} 1 \\ \beta, Ld, 0 \end{matrix} \right. \right] \quad (12)$$

易得在检测门限为 T 的假设下,MPWF 检测量 z 的虚警概率为

$$P_{fa} = 1 - F_z(T; \beta, L, d) = 1 - \frac{1}{\Gamma(Ld)\Gamma(\beta)} G_{1,3}^{2,1} \left[\beta LT \left| \begin{matrix} 1 \\ \beta, Ld, 0 \end{matrix} \right. \right] \quad (13)$$

已知虚警概率,即可通过式(13)推算出检测门限.由于通过虚警概率倒推检测门限比较复杂,因此可以先求解不同检测门限下的虚警概率,这样在已知虚警概率的情况下就可通过查表法推知检测门限.

文献[6]提出了一种 K 分布下 MPWF 检测器,给出

了虚警概率 P_{fa} 关于检测门限 T 的表达形式,即

$$P_{fa} = \frac{2}{\Gamma(\beta_1)} \sum_{k=0}^{Ld-1} \frac{1}{k!} (LT\beta_1)^{(\beta_1+k)/2} K_{\beta_1-k} (2\sqrt{LT\beta_1}) \quad (14)$$

其中, β_1 为纹理变量的形状参数, L 为视数, d 为散射矢量的维数. 可以看出, 式(14)中视数 L 必须为整数, 但等效视数的估计一般不为整数, 若取近似整数代入计算则会导致恒虚警概率与实际虚警概率的较大偏差, 而在式(13)中视数 L 没有必须为整数的限制, 这就使 CFAR 检测时的实际虚警概率与恒虚警概率更加吻合.

3 基于 MPMF 检测量的 CFAR 检测方法的修正

Novak^[15] 等人构造的 MPMF 检测统计量如下

$$z = \sum_{i=1}^L |\mathbf{h}^H \mathbf{s}_i|^2 = L \mathbf{h}^H \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{h} \quad (15)$$

其中, L 为视数, $\boldsymbol{\Sigma}$ 为样本协方差矩阵, \mathbf{h} 为增强矢量. 式(15)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(15), 可得

$$z = \sum_{i=1}^L |\mathbf{h}^H \sqrt{\tau} y_i|^2 = \tau L \mathbf{h}^H \mathbf{P} \mathbf{h} = \tau z_h \quad (16)$$

式(15)检测统计量 z 服从参数为 (μ, L) 的 Gamma 分布^[4], 其中 μ 为 MPMF 检测量均值. 纹理变量可看成服从 (α, β) 的 Gamma 分布, 其中 β 和 α 分别为纹理变量的形状参数和尺度参数, 则式(16)中检测统计量 z 服从 K 分布.

文献[7]进行了 K 分布检测量的统计建模, 并推导出了虚警概率的解析表达形式, 即

$$1 - P_{fa} = \frac{\lambda + \gamma - 1}{(\lambda - \gamma + 1)(\lambda + \gamma - 1)} t^{\lambda+1} K_{\gamma}(t) \cdot {}_1F_2\left(1; \frac{\lambda - \gamma + 3}{2}, \frac{\lambda + \gamma + 1}{2}; \frac{t^2}{4}\right) + \frac{1}{(\lambda - \gamma + 1)(\lambda + \gamma + 1)} t^{\lambda+2} K_{\gamma-1}(t) \cdot {}_1F_2\left(1; \frac{\lambda - \gamma + 3}{2}, \frac{\lambda + \gamma + 3}{2}; \frac{t^2}{4}\right) \quad (17)$$

其中, $t = 2(L\beta T/\mu)^{1/2}$, $\gamma = \beta - L$, $\lambda = \beta + L - 1$, ${}_1F_2(a; b, c; z) = \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{\Gamma(b)\Gamma(c)\Gamma(a+k)}{\Gamma(a)\Gamma(b+k)\Gamma(c+k)} \frac{z^k}{k!}$.

式(17)中, $K_v(\cdot)$ 为第二类 v 阶修正 Bessel 方程, T 为检测门限. 文献[4]和文献[8]分别引用了式(17), 但文献[8]中形式与式(17)略有不同, 其引用的形式为

$$1 - P_{fa} = \frac{\lambda + \gamma - 1}{(\lambda - \gamma + 1)(\lambda + \gamma + 1)} t^{\lambda+1} K_{\gamma}(t) \cdot {}_1F_2\left(1; \frac{\lambda - \gamma + 3}{2}, \frac{\lambda + \gamma + 1}{2}; \frac{t^2}{4}\right) + \frac{1}{(\lambda - \gamma + 1)(\lambda + \gamma + 1)} t^{\lambda+2} \cdot K_{\gamma-1}(t)$$

$$\cdot {}_1F_2\left(1; \frac{\lambda - \gamma + 3}{2}, \frac{\lambda + \gamma + 3}{2}; \frac{t^2}{4}\right) \quad (18)$$

通过仿真数据验证, 图 1~3 的实验结果表明式(17)和式(18)给出的虚警概率表达式均有误. 现通过 K 分布检测量的 PDF 重新积分进行修正, 文献[7]给出的 K 分布检测量的 PDF 为

$$f_z = \frac{2}{z\Gamma(\beta)\Gamma(L)} \left(\frac{L\beta z}{\mu}\right)^{\frac{L+\beta}{2}} K_{L-\beta}\left(2\sqrt{\frac{L\beta z}{\mu}}\right) \quad (19)$$

利用式(10)和积分式(11), 对式(19)积分得

$$P_{fa} = 1 - \frac{1}{\Gamma(L)\Gamma(\beta)} G_{1,3}^{2,1}\left[\varepsilon T \left| \begin{matrix} 1 \\ \beta, L, 0 \end{matrix} \right.\right] \quad (20)$$

其中, $\varepsilon = L\beta/\mu$.

通过仿真数据来验证本节算法修正后虚警概率表达式的有效性. 对仿真数据进行参数估计后, 给定检测门限, 通过式(17)与式(21)可分别得出修正前后 MPMF 检测量的理论虚警概率, 而实际虚警概率则由式(21)确定

$$P_{fa} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n k_i, k_i = \begin{cases} 1, & z_i \geq T \\ 0, & z_i < T \end{cases} \quad (21)$$

其中, P_{fa} 为实际虚警概率, n 为检测量总数, i 表示第 i 个检测量, z_i 表示第 i 个检测量的值, T 为门限. 蒙特卡洛仿真数据量为 10^5 , 等效视数设置为 4, TCR 设置为 1, 纹理变量尺度参数 α 设置为 1.2 和 5, 形状参数 β 设置为 1.2、5、10, 纹理变量的参数设置包含了不同均匀程度的区域类型, 树林杂波和目标的协方差关键参数^[16]见表 1, 本节选取树林杂波极化参数生成仿真数据, 草地杂波和目标极化参数在下文中用到.

表 1 几种典型杂波场景的极化参数表

	σ_{HH}	ε	γ	$\rho\sqrt{\gamma}$
树林	0.256	0.160	0.890	0.610
草地	0.086	0.190	1.030	0.530
目标		0.190	1.000	0.280

文献[4]中算法与本节修正算法得到的虚警概率随门限变化如图 1~3 所示, 分别为纹理变量 α 为 1.2、5 时的虚警概率拟合结果. 由图 1(a)可以看出, 利用式(6)计算得出的虚警概率大部分为负值, 这是不符合实际的. 从图 1(b)中可以看出, 在检测门限的取值范围内, 利用本节修正算法中得出的理论虚警概率与实际虚警概率拟合较好, 理论虚警没有出现较大的偏移, 但随着门限增大, 理论虚警与实际虚警之间的偏差在逐渐增大, 这是由于仿真数据个数仅为 10^5 造成的.

图 2、图 3 和图 1 结果相似, 文献[4]算法通过式(6)计算得到的理论虚警概率大部分为负值, 这与实际不符, 而本节修正算法通过式(5)获得的理论虚警概率与实际虚警概率拟合较好. 与图 1 相比, 取相同的理论

虚警概率,图 2、图 3 中门限更高,这是因为当形状参数 β 不变时,尺度参数 α 越大,仿真数据的均值和方差就越大,因此要获得相同的理论虚警概率,门限必然要更高.

从图 1、图 2 和图 3 综合来看,在不同均匀程度的仿

真数据模拟中,由本节修正算法虚警概率的解析形式获得的理论虚警概率与实际虚警概率均拟合较好,验证了本文算法的有效性,但文献[4]算法获得的理论虚警概率大部分为负值,这与实际相悖.

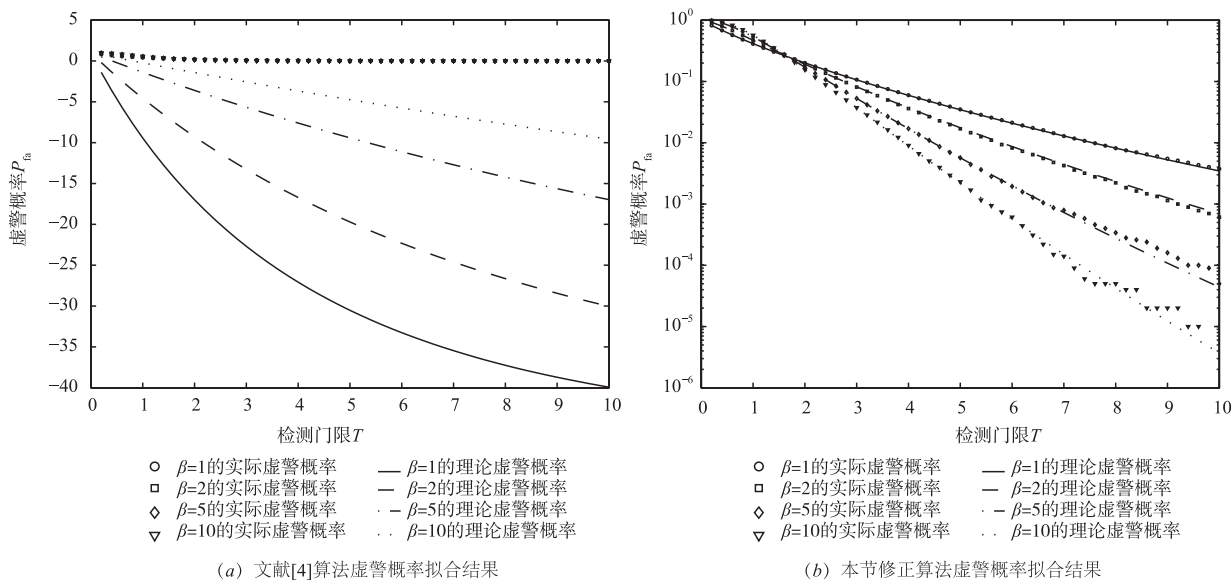


图1 $\alpha=1$ 时虚警概率拟合结果

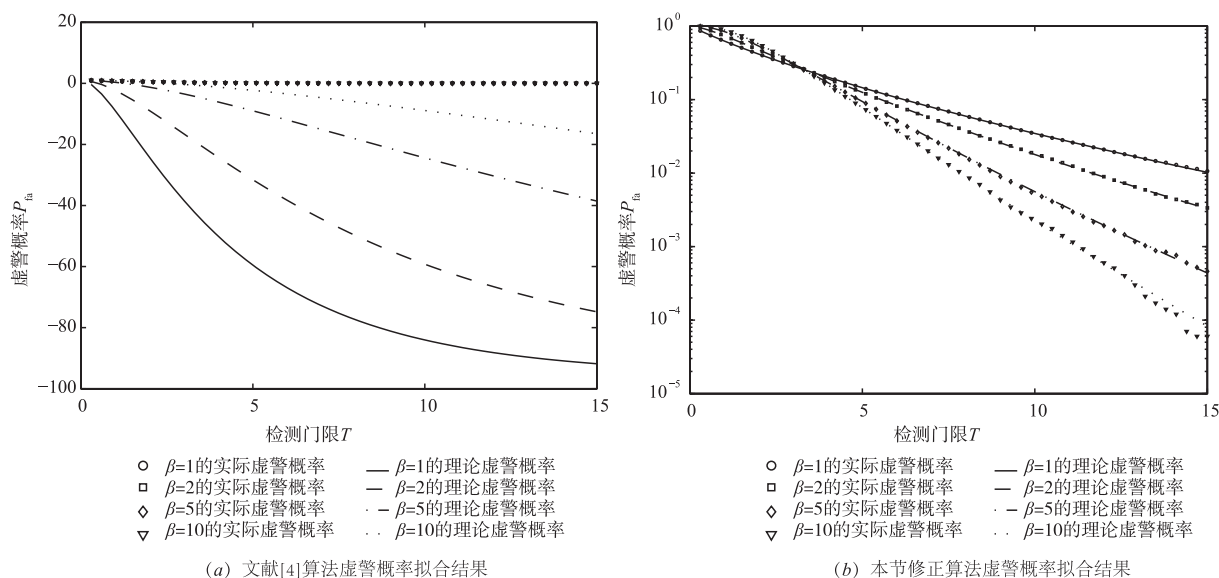


图2 $\alpha=2$ 时虚警概率拟合结果

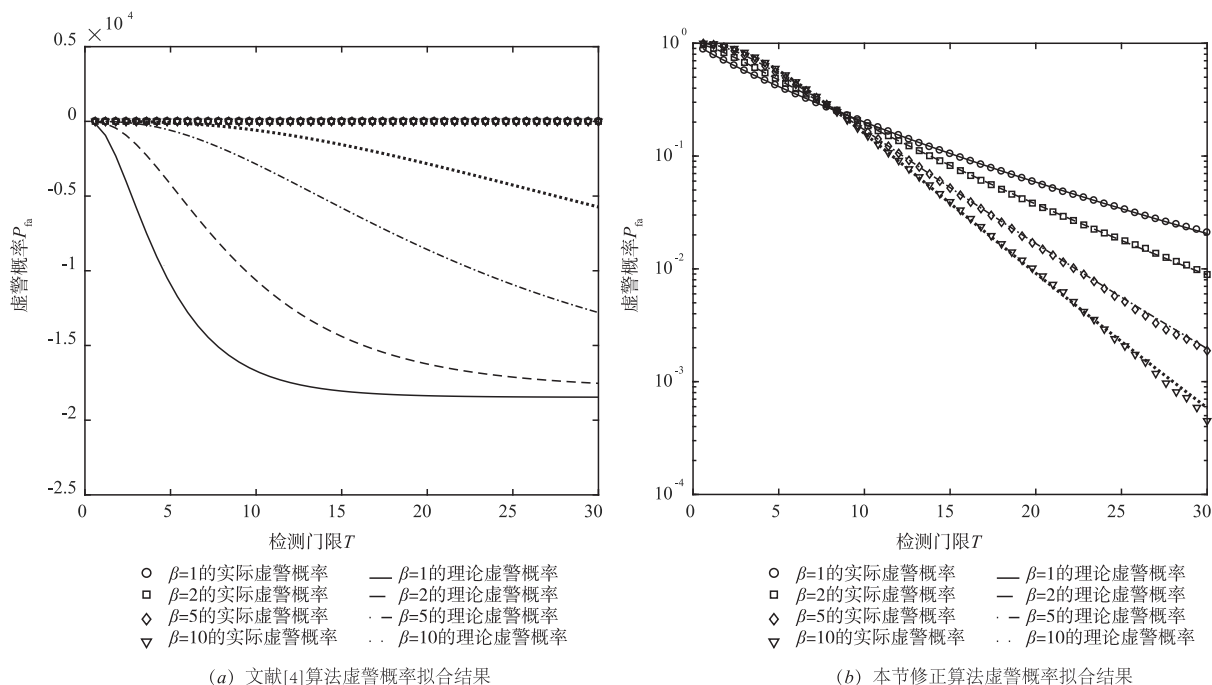
4 PolSAR 图像数据分析

基于所提新方法,采用仿真数据和实测数据分析新方法的虚警概率拟合性能和 CFAR 检测性能.

4.1 仿真数据分析

本节分为两部分:虚警概率拟合结果分析和 CFAR 检测性能分析.虚警概率拟合结果分析中比较了本文

方法、文献[6]方法、修正后的 MPMF 检测方法以及 2P-CFAR 的实际虚警概率拟合情况.虚警概率拟合过程如下:首先通过蒙特卡洛产生 K 分布仿真数据,然后由式(13)和式(14)分别得出两种方法的给定虚警概率的检测门限,最后利用该检测门限得出实际虚警概率.若仿真数据的等效视数为整数 L ,则文献[6]方法中所用等效视数的向上取整和向下取整分别假设为 $L+1$ 和 $L-$

图3 $\alpha=5$ 时虚警概率拟合结果

1,而本文方法则使用 L 求解. 重复上述实验过程 M 次, 求解出 M 次实验实际虚警概率和恒虚警概率的均方误差(MSE), MSE 定义如下: $MSE = E\{(P_{fa} - P'_{fa})^2\}$, 其中 P_{fa} 表示实际虚警概率, $P_{fa} = n/N$, n 为单次实验高于检测门限的虚警点数, N 为单次实验过程的检测量个数, P'_{fa} 表示所设恒虚警概率, MSE 越小表示实际虚警概率越接近恒虚警概率.

CFAR 检测性能分析部分首先分析了本文方法检测概率随等效视数的变化关系, 从检测概率随等效视数的变化关系中得出等效视数取整对检测概率的影响; 然后比较了本文方法和修正后的 MPMF 检测方法的检测性能. 2P-CFAR 将检测量当作对数正态分布不能保证 CFAR 检测的恒虚警效果, 因此仅比较了本文方法和修正后的 MPMF 检测方法的检测性能, 得到了检测概率随 TCR 的变化关系.

4.1.1 虚警概率拟合分析

蒙特卡洛仿真次数为 10^5 , 恒虚警概率设置为 10^{-3} , 树林杂波各极化参数见表 1. 形状参数 β 分别取为 0.2, 1, 5, 20, 等效视数 L 取为 4 至 16 的整数. 图 4 中 L 表示等效视数, 其中, L 模拟的是本文方法的非整型等效视数的真实值, $L+1, L-1$ 则分别模拟的是文献 [6] 方法对非整型视数的向上取整和向下取整.

从图 4 中可以看出, 当 β 值取 0.2 和 1 时, 本文方法在等效视数较大时没有明显优势, 但在视数小于等于 7 时本文方法的 MSE 值最小; 当 β 值取 5 和 20 时, 在视数 4 至 16 范围内, 本文方法的 MSE 最小, 实际虚

警概率最接近设置的恒虚警概率. 随着视数 L 的增大, 文献 [6] 检测方法的 MSE 逐渐减小, 表明恒虚警概率与实际虚警概率不断靠近, 这是因为当等效视数较大时, 取整运算对视数来说变化越来越不明显.

图 5 给出了三种检测方法的实际虚警概率随形状参数 β 的变化曲线, 图中 MPWF 代表本文方法, MPMF 代表修正后的 MPMF 检测方法. 杂波和目标各极化参数如表 1, 等效视数设为 4, TCR 设置为 1dB, 纹理变量形状参数 β 设为 0.2 至 19.2, 假设目标也为 K 分布, 设置目标形状参数为 3, 恒虚警概率设置为 10^{-3} . 每一形状参数 β 下的蒙特卡洛仿真数据量为 10^4 , 根据所设恒虚警概率可得到检测门限, 杂波检测量中高于门限的即为虚警点, 根据虚警点数即可得到实际虚警概率, 重复上述检测过程 100 次并取这 100 次实际虚警概率的平均值作为该形状参数 β 下的实际虚警概率.

从图 5(a) 可以看出, 在 β 变化范围内, 本文方法和基于 MPMF 检测量的修正后的 CFAR 检测方法的实际虚警率均非常接近 10^{-3} , 可以很好地保证恒虚警前提, 而 2P-CFAR 检测的实际虚警率值随 β 变化先快速增大后趋于平缓, 且均远低于 10^{-3} , 不能保证 CFAR 检测的恒虚警前提. 图 5(b) 在草地背景下实际虚警率值也有与树林背景相似的变化规律, 这说明 2P-CFAR 检测在纹理变量服从 Gamma 分布下无法保证 CFAR 检测的恒虚警前提, 这可能是因检测量不服从对数正态分布引起的.

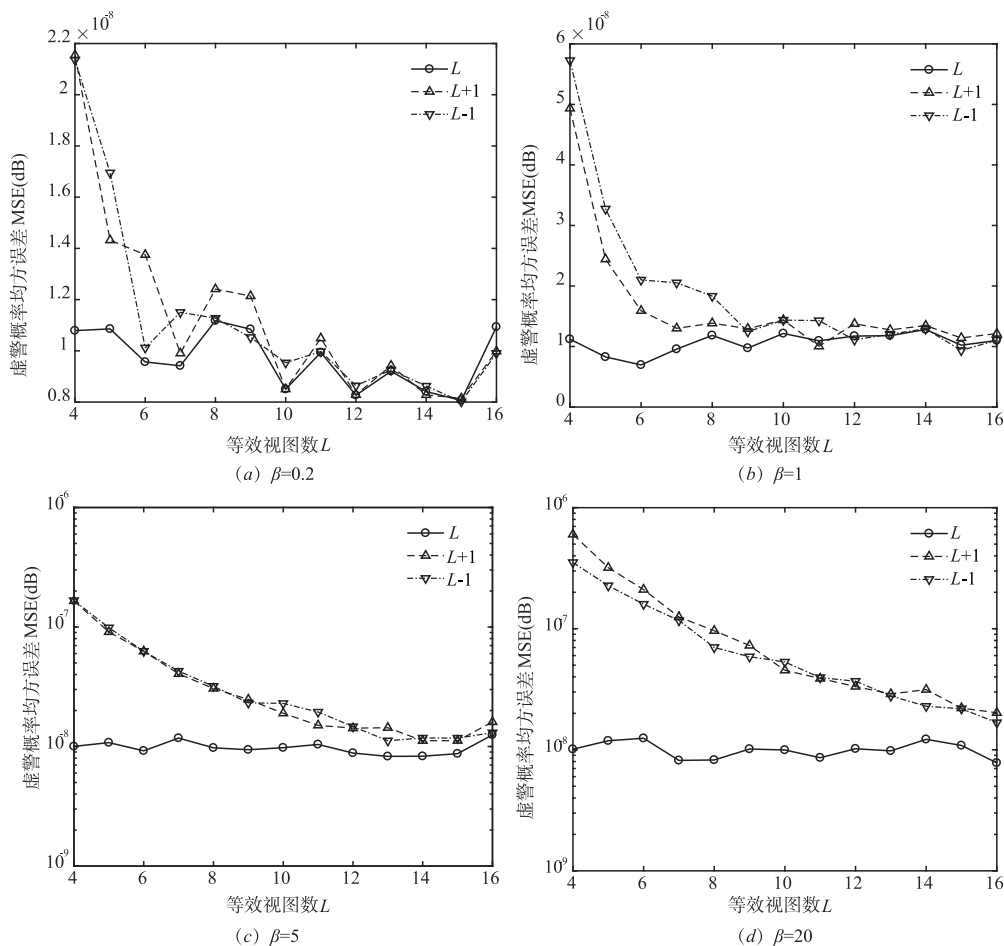


图4 不同 β 下两种CFAR检测方法的虚警率MSE

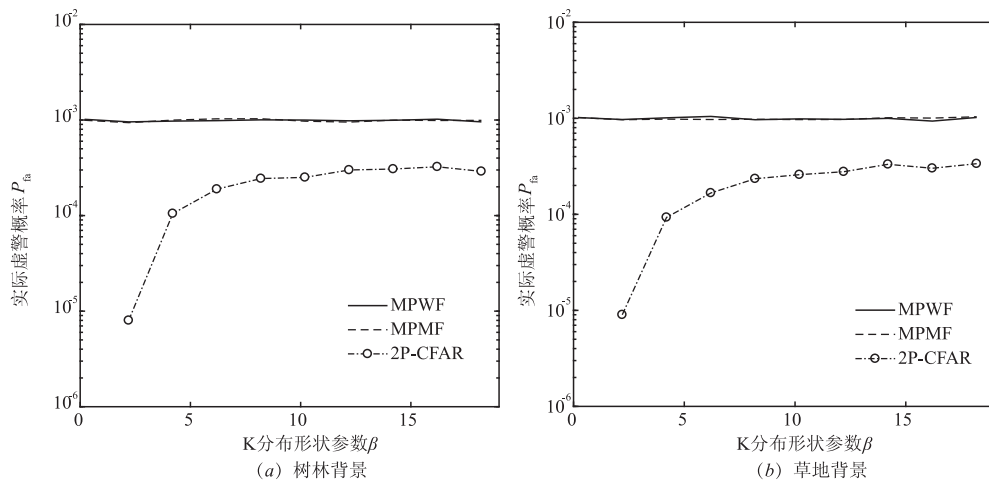


图5 各检测方法实际虚警率与形状参数 β 关系图

4.1.2 CFAR 检测性能分析

仿真分析了文献[6]中等效视数的取整运算对检测概率的影响. 杂波背景采用树林杂波, 杂波和目标的极化协方差矩阵参数如表 1, 目标 + 杂波数据量为 10^4 , 恒虚警率设置为 10^{-3} , 杂波纹理变量形状参数分别

设置为 0.2, 1, 5, 20, 假设目标 MPWF 检测量服从 K 分布, 形状参数分别设置为 0.2, 1, 5, 20, 假设等效视数的估计范围为 3 至 5, 等效视数真实值为 4, TCR 设置为 1dB, 图 6 给出了检测概率随等效视数估计范围的变化曲线.

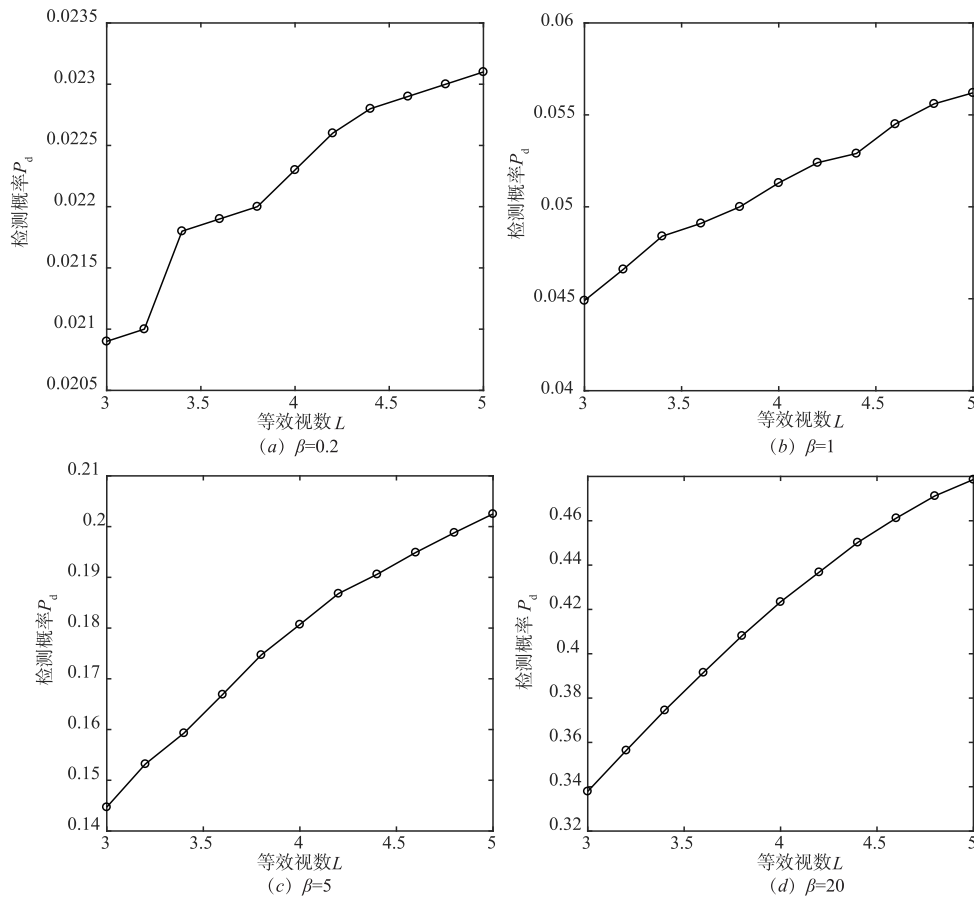


图6 各不同 β 情况下检测概率 P_d 与等效视数 L 关系图

由图6可以看出,在不同形状参数 β 下检测概率随等效视数单调递增,本文方法所用等效视数值为真实值,文献[6]中所用等效视数值为取整后值,取整后值可能大于真实值,也可能小于真实值,因此新方法所获得的检测概率可能高于文献[6]中方法,也可能小于文献[6]中方法.此外检测概率的变化由检测门限的变化引起,则必然也会导致虚警概率的变化,这就使得恒虚警检测无法保证虚警概率恒定,因此文献[6]中对等效视数取整运算后再进行检测无法保证CFAR检测的恒虚警前提,而本文方法使用真实的等效视数值,可以很好地保证实际虚警概率与设置的恒虚警概率保持一致,关于本文方法与文献[6]方法的虚警概率拟合结果在4.1.1部分已经进行分析.

图7给出了本文方法和修正后的MPMF检测方法的检测性能曲线,由于2P-CFAR不能保证恒虚警前提,因此未分析其检测性能.目标和树林杂波协方差矩阵极化参数如表1所示,单个TCR下的目标和杂波仿真数据为 10^4 ,恒虚警概率为 10^{-3} ,杂波纹理变量形状参数为0.2,1,5,20,假设目标服从K分布,设目标形状参数为3,等效视数设为4,TCR变化范围为-5dB至30dB.

从图7可以看出,在不同 β 下,本文方法和修正后的MPMF检测方法的检测概率曲线均存在交点,当横坐标大于两条曲线的交点时,本文方法检测概率更高,当横坐标小于两条曲线的交点时,本文方法检测概率较低. β 为0.2时,两种检测方法的曲线交点横坐标大于25; β 为1时,该交点横坐标位于17附近; β 为5时,交点横坐标在3附近; β 为20时,交点横坐标小于0,可见随着 β 的增大,交点横坐标逐渐减小. β 实际上反映了杂波区域的均匀程度,随着 β 的增大,区域更加均匀,杂波协方差矩阵越来越接近Wishart分布,经MPWF或MPMF处理后得到的检测量则更加接近Gamma分布,当 β 趋近于无穷大时,K分布PDF式(9)退化为Gamma分布,MPWF和MPMF检测量也相应地服从Gamma分布,Novak^[5]的实验表明在Wishart分布下,PWF检测器检测性能始终优于PMF检测,因此当 β 取较大值20时,本文方法检测性能几乎始终优于修正后的MPMF检测方法也不难理解.

4.2 实测数据分析

采用美航局对日本玉野Kojimawan附近区域得到的AIRSAR数据(下载网址:<https://vertex.daac.asf.alaska.edu/>)进行CFAR检测性能比较.比较的检测方法为本文

方法、修正后的基于 MPMF 检测量的 CFAR 检测方法以及 2P-CFAR. 选择数据集集中的 L 波段数据进行 CFAR 检测, 检

测区域如图 8 中 A 所示, 区域 A 中舰船目标如图 9 所示.

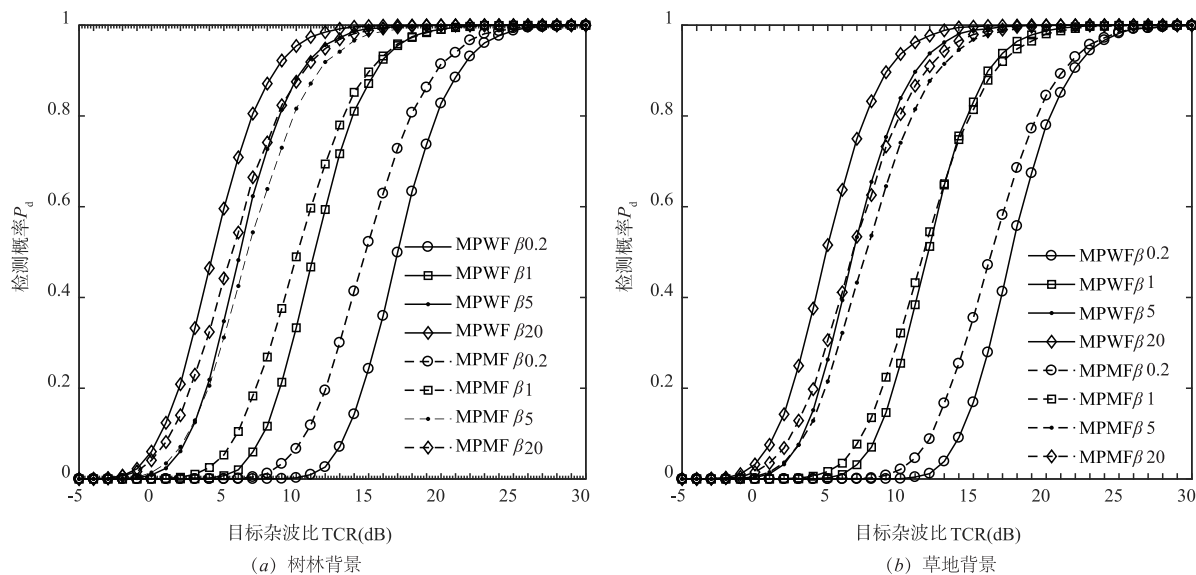


图7 目标杂波比TCR和检测概率 P_d 关系图

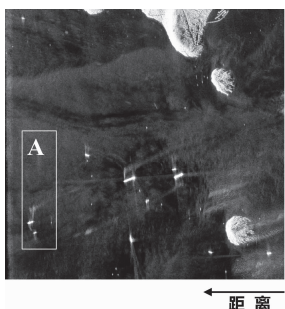


图8 CFAR检测区域伪彩图



图9 区域A 舰船目标

区域 A 的模型辨识结果 (不含目标) 如图 10 所示, 可以看出, 区域 A 散点均落于 K 分布曲线附近, 因此杂波可认为服从 K 分布. 选取区域 A 杂波和目标协方差矩阵均值作为杂波和目标协方差矩阵, 分别经 MPWF 和 MPMF 处理得到检测量. 区域 A 的 TCR 为目标和杂波协方差矩阵迹的比值的功率形式, TCR 为 26.1225dB. 采用本文方法、文献[6]中方法、修正后的 MPMF 检测方法以及 2P-CFAR 对区域 A 进行 CFAR 检测, 恒虚警概率分别设置为 10^{-3} 和 10^{-4} , 检测结果如图 11 所示.

由图 11 可以看出, 舰船 S1 上方存在大量虚警, S1 与 S2 下方均存在少量虚警. 当虚警概率取 10^{-3} 时, 四种方法的检测结果中目标都能清楚地看出, 但均未能很好地消除虚警区域, 聚类处理后结果中虚警区域的存在严重影响了对目标的判断, 但从总体上看, 本文方法、文献[6]中方法和 2P-CFAR 检测方法的检测结果

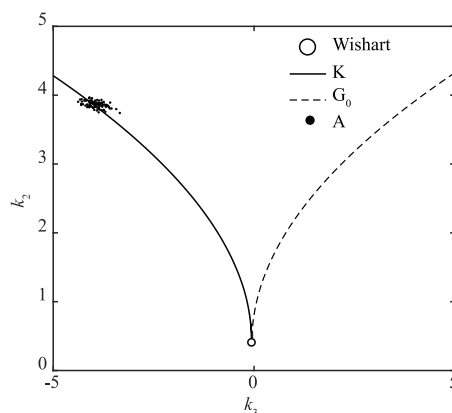


图10 区域A模型辨识结果

及聚类处理后结果中相比 MPMF 修正方法的虚警区域更小, 虚警抑制效果稍好于 MPMF 修正方法. 降低虚警概率为 10^{-4} 时, 图 11(k)(m)(o)(q) 相比图 11(c)(e)(g)(i) 检测性能大大提升, 目标全部可以检测出来, 而虚警得到了有效抑制, 虚警区域和数量都大大减少. 经过聚类处理后, 图 11(l) 中虚警已完全消除, 图 11(n) 中 S1 上方仍存在少量虚警, 易被判断为目标, 图 11(p) 中 S1 上方仍存在两处较大虚警, 极易被判断为目标, 图 11(r) 中 S1 上方也仍存在一处虚警, 易被判断为目标. 综上所述, 降低所设置恒虚警概率后, 四种方法总体检测性能均得到提升, 但本文方法的虚警抑制效果最好, 具有最优的检测效果, 表 2 给出了检测结果的各项参数.

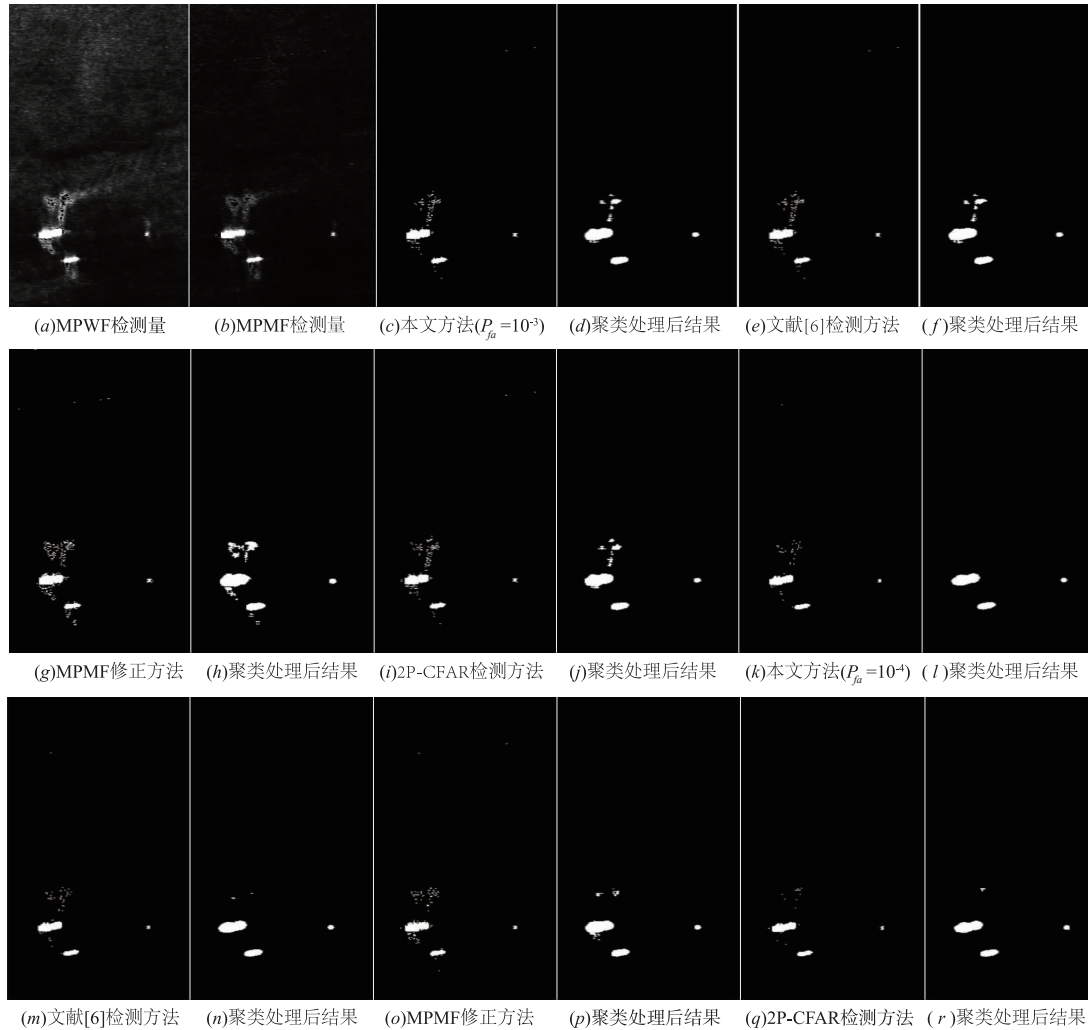


图11 区域A检测结果

表2 区域 A 恒虚警检测结果各项参数

TCR (dB)	恒虚警概率设置	检测方法	P_{fa}	P_d	N_{td}	N_{gt}	N_{fa}	N_{om}	FoM (%)
26.1225	10^{-3}	本文方法	0.0015	0.9405	3	3	5	0	37.50
		文献[6]方法	0.0016	0.9514	3	3	5	0	37.50
		MPMF 修正方法	0.0030	0.9838	3	3	7	0	30.00
		2P-CFAR	0.0018	0.9405	3	3	6	0	33.30
	10^{-4}	本文方法	5.53×10^{-4}	0.8676	3	3	0	0	100.00
		文献[6]方法	6.77×10^{-4}	0.8757	3	3	2	0	60.00
		MPMF 修正方法	12.0×10^{-4}	0.9189	3	3	3	0	33.33
		2P-CFAR	2.62×10^{-4}	0.8459	3	3	1	0	75.00

表2中, P_{fa} 为实际虚警概率, P_d 为检测概率, N_{td} 为实际检测到的目标个数, N_{gt} 为目标总数, N_{fa} 为虚警区域个数, N_{om} 为漏警个数, FoM 为品质因数^[17], 品质因数定义如下

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

从表2可以看出, 当恒虚警概率为 10^{-3} 时, 文献[6]方法的虚警概率和检测概率均高于本文方法, 这与图4中规律是一致的, 等效视数的估计结果为 3.7010, 取整后为 4, 因此文献[6]取整后运算会造成检测概率的提高, 检测概率的提高是因为检测门限降低了, 因此虚警概率也会提高, 当恒虚警概率为 10^{-4} 时, 文献[6]

方法的虚警概率和检测概率也都均高于本文方法,这也是与图 6 中规律是一致的. 四种检测方法的实际虚警概率均略高于所设恒虚警概率,这可能是由于该区域杂波数据具有较长的拖尾,高值较多引起的,同时等效视数和 K 分布形状参数的估计偏差也会引起检测门限的变化,从而造成实际虚警概率与所设恒虚警概率的偏差. 检测概率方面,恒虚警概率取 10^{-3} 和 10^{-4} 时,MPMF 修正方法的检测概率始终最高,这与图 7 中仿真结果一致,TCR 为 26.1225dB,还未达到临界值,因此 MPMF 修正方法的检测概率高于本文基于 MPWF 的新方法. 品质因数方面,当恒虚警概率为 10^{-3} 时,四种方法的品质因数均较低,最高为本文方法和文献[6]方法,均为 37.50%,2P-CFAR 次之,为 33.30%,MPMF 修正方法最低,为 30.00%;当恒虚警概率为 10^{-4} 时,本文方法的品质因数仍是最高,达到了 100.00%,然后为 2P-CFAR,为 75.00%,其次为文献[6]方法,为 60.00%,最低为 MPMF 修正方法,为 33.33%. 总之,本文方法虽然检测概率并非是最高的,但在不同的恒虚警概率下均具有最高的品质因数,因此与其他三种 CFAR 检测方法相比,具有最好的虚警抑制效果,检测性能最优.

5 结论

现有的基于 MPWF 检测量的 CFAR 检测方法存在着无法准确适用于非整数等效视数的难题,同时已有的基于 MPMF 检测量的 CFAR 检测方法虚警概率表达式存在错误. 针对上述问题,提出了一种 K 分布下的 PolSAR 图像 CFAR 检测新方法,并与文献[6]中提出的仅适用于整数等效视数的 MPWF 检测进行了实际虚警概率拟合性能比较,结果表明新方法具有更好地恒虚警保持效果. 同时对已有的基于 MPMF 检测量的 CFAR 检测方法的虚警概率表达式进行了修正,得到了正确的虚警概率解析表达式,并进行了仿真数据的虚警概率拟合,验证了修正后的解析表达形式的有效性. 最后,对本文新方法、修正后的 MPMF 检测方法以及 2P-CFAR 进行了性能比较,结果表明,当 TCR 较大时,本文新方法检测性能更优,当 TCR 较小时,修正后的 MPMF 检测方法检测性能更优. 同时实测数据分析表明在 K 分布下本文新方法具有最优的虚警抑制效果,检测性能最优.

参考文献

- [1] DING Tao, ANFINSEN S N. A comparative study of sea clutter covariance matrix estimators[J]. IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters, 2014, 11(5): 1010 - 1014.
- [2] 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.
- [3] 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)
- [4] 崔浩贵,刘涛,等. 基于混合矩的极化 SAR 图像 K 分布模型参数估计新方法[J]. 电子与信息学报, 2015, 37(2): 328 - 333.
- [5] CUI Hao-gui, LIU Tao, et al. Parameter estimation for the K-distribution in PolSAR imagery based on hybrid moments[J]. Journal of Electronics and Information Technology, 2015, 37(2): 328 - 333. (in Chinese)
- [6] 王娜. 极化 SAR 图像人造目标检测技术研究[D]. 湖南长沙:国防科学技术大学. 2012.
- [7] WANG Na. Studies on Polarimetric SAR Imagery Man-made Target Detection[D]. Changsha, Hunan: National University of Defense Technology, 2012. (in Chinese)
- [8] 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.
- [9] LIU G, HUANG S, TORRE A, et al. Optimal speckle reduction in multi-look polarimetric SAR image [A]. Proceedings of the 1995 IEEE Geoscience and Remote Sensing Symposium[C]. Florence, US: IEEE, 1995. 664 - 666.
- [10] JIANG Q S, WANG S R, ZOIU D, et al. Automatic detection for ship targets in Radarsat SAR images from coastal regions[A]. Proceedings of the 1999 Vision Interface[C]. Trois Rivieres, Canada, 1999. 131 - 137.
- [11] 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.
- [12] ZHONG Jing-song, ZHU Min-hui. 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)
- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] NESTOR D. On the distribution of the sum of gamma-gamma variates and applications in RF and optical wireless communications [J]. IEEE Transactions on Communications, 2011, 59(5): 1298 - 1308.
- [16] 数学手册编写组. 数学手册[M]. 北京:高等教育出版社

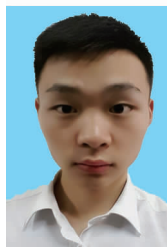
社,2001.

- [13] GRADSHTEYN I S, RYZHIK I M. Table of Integrals, Series, and Products (6th edition) [M]. New York: Academic Press, 1994.
- [14] TSIFTSIS T A. Performance of heterodyne wireless optical communication systems over gamma-gamma atmospheric turbulence channels [J]. Electronics Letters, 2008, 44(5): 372 - 373.
- [15] NOVAK L M, SECHTIN M B, CARDLLO 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.
- [16] NOVAK L M, BURL M C, IRVING W W, et al. Optimal polrimetric processing for enhanced target detetion [A]. Proceedings of the 1991 National Telesystems Conference [C]. Atlanta, 1991. 69 - 75.
- [17] 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 1 月出生, 河北邯郸人. 2017 年硕士毕业于海军工程大学信号与信息处理专业. 现为中国人民解放军 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