

Beta 分布下基于白化滤波的极化 SAR 图像 海面舰船目标 CFAR 检测方法

王明春¹, 张嘉峰^{1,2}, 杨子渊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: 在杂波纹理服从 Beta 分布的极化合成孔径雷达 (Polarimetric Synthetic Aperture Radar, POLSAR) 图像目标检测中, 提出了一种基于多视极化白化滤波 (Multilook Polarimetric Whitening Filter, MPWF) 的恒虚警 (Constant False Alarm Rate, CFAR) 检测解析新方法. 首先, 假设乘积模型中纹理变量服从 Beta 分布, 推导得到 MPWF 检测量的概率密度函数 (Probability Density Function, PDF). 然后, 对概率密度函数积分得到虚警概率关于检测门限的解析式, 并设计相应的 CFAR 检测流程. 最后, 提出了基于 MPWF 的对数累积量估计方法, 对 Beta 分布纹理变量参数 u 和 v 进行估计. 通过实测数据验证了新方法的有效性. 实验结果表明 Beta 分布对某些区域的极化 SAR 数据有更好的拟合效果, 同时新方法与已有方法相比具有更好的 CFAR 保持能力.

关键词: 极化合成孔径雷达; 恒虚警检测; Beta 分布; 极化白化滤波; 虚警概率解析表达式

中图分类号: TN95 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112 (2019)09-1883-08

电子学报 URL: <http://www.ejournal.org.cn> **DOI:** 10.3969/j.issn.0372-2112.2019.09.010

A CFAR Detection Method of Ship Targets in Polarimetric SAR Imagery Based on Whitening Filter Under Beta Distributed Texture

WANG Ming-chun¹, ZHANG Jia-feng^{1,2}, YANG Zi-yuan¹, 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: A new constant false alarm rate (CFAR) detection analysis method based on multilook polarimetric whitening filter (MPWF) is proposed in polarimetric synthetic aperture radar (POLSAR) imagery when the clutter obeys Beta distributed texture hypothesis. Firstly, the texture variable in the product model obeys Beta distribution is assumed, and the probability density function (PDF) of MPWF output is derived. Then, the analytical formula of probability of false alarm (PFA) is obtained by integrating probability density function (PDF), and the corresponding CFAR process is designed. Finally, a log-cumulants estimation method based on MPWF is proposed to estimate the texture parameters u and v of Beta distribution. The effectiveness of the new method is verified by simulation data and measured data. Simulation results show that Beta distribution has better goodness of fit on some regions in POLSAR images, and the new method has better CFAR performance compared with the existing methods. The embedded and measured data also show that the new method has better detection performances than the existing methods.

Key words: polarimetric synthetic aperture radar; constant false alarm rate; beta distribution; polarimetric whitening filter; ship detection

1 引言

在极化 SAR 图像目标检测的研究中, 通常有基于最优化的检测技术、基于极化分解的检测技术以及基于舰船尾流的检测技术. 其中基于最优化技术的检测方法应用广泛. 基于最优化技术的检测方法主要有极

化白化滤波 (Polarimetric Whitening Filter, PWF) 检测器^[1], 极化匹配滤波 (Polarimetric Matched Filter, PMF) 检测器^[2] 和双参数恒虚警 (2 Parameter-Constant False Alarm Rate, 2P-CFAR) 检测器^[3] 等. PMF 检测器需获知目标和杂波的协方差矩阵信息, 而 PWF 检测器仅需杂波协方差矩阵信息, 而且在较大信噪比下, PWF 检测器

的性能一般优于 PMF 检测器^[4]. Lopes、Sery 和刘国庆等人在 PWF 检测器基础上提出了多视极化白化滤波 (Multilook Polarimetric Whitening Filter, MPWF) 检测器^[5]. 张嘉峰等人提出 Wishart 分布情形下基于 MPWF 极化 SAR 图像目标 CFAR (Wishart-CFAR, W-CFAR) 检测解析方法^[6]. 但是在高分辨情况下, 杂波协方差矩阵一般不再服从 Wishart 分布, 此时, 乘积模型往往用来描述其统计分布. K 分布模型和 G_0 分布模型是描述高分辨非均匀区域杂波统计特性的常用分布模型, 均为双参数模型 (强度归一化后为单参数模型)^[7,8]. 近年来, Bomburn 将 Fisher 分布, Beta 分布和逆 Beta 分布引入乘积模型, 得到了极化 SAR 图像的 KummerU 分布, KummerW 分布和 KummerM 分布模型^[9,10]. 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, 提出了一种高效恒虚警 (Constant False Alarm Rate, 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^[11]. 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 (Polarimetric Synthetic Enhancement, PSE) 检测测量, 利用 Fisher 分布对 PSE 检测测量进行建模, 提出了基于数据拟合的 CFAR 检测方案^[12]. 虽然 Fisher 分布模型能够适应非常广泛的场景, 但是 Fisher 分布不能完全涵盖基于协方差矩阵二阶/三阶 (k_2/k_3) 对数累积量模型辨识平面的全部分布类型, Beta 分布和逆 Beta 分布在 k_2/k_3 平面中也占了一定的比重^[10]. 文献 [13] 指出 Beta 分布模型能够适应城市建筑的场景以及在低方差而奇异性非常高的地面场景和海洋场景^[13]. 在这种情况下, 建立一个基于 Beta 分布纹理变量的恒虚警目标检测方法是必要的.

针对此问题, 本文对纹理服从 Beta 分布时 MPWF 检测测量进行了统计建模, 得到了 MPWF 检测测量虚警概率关于检测门限的闭合解析式, 运用二分法即可以求解出特定虚警概率下的检测门限. 并且, 提出了 Beta 分布下基于 MPWF 的对数累积量估计方法最后通过仿真数据和实测数据验证了新方法的有效性.

2 MPWF 检测测量统计建模

在高分辨条件下, 极化 SAR 图像杂波的统计特性常用乘积模型^[14]来表征, 乘积模型可表示为^[14]:

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

其中, \mathbf{s} 为极化散射矢量, τ 为服从 Beta 分布的纹理标量, \mathbf{y} 为服从复高斯分布的相干斑矢量, τ 和 \mathbf{y} 相互独立.

极化散射矢量 \mathbf{s} 经 MPWF 处理后输出为^[14]:

$$z = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \mathbf{s}_i^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{s}_i = \text{Tr}(\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{C}) \quad (2)$$

其中, L 为等效视数, $\text{Tr}(\cdot)$ 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, 即多视协方差矩阵 \mathbf{C} 的统计平均, $\boldsymbol{\Sigma}$ 可以表示为^[14]:

$$\boldsymbol{\Sigma} = E(\mathbf{C}) = E(\tau) E(\mathbf{Y}) = E(\tau) \mathbf{P} \quad (3)$$

上式中, $E(\cdot)$ 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.

可得最终 MPWF 处理后输出为^[14]:

$$z = \frac{\tau}{E(\tau)} \text{Tr}(\mathbf{P}^{-1} \mathbf{Y}) = \bar{\tau} x \quad (4)$$

其中, $\bar{\tau} = \tau/E(\tau)$, 即归一化纹理标量; $x = \text{Tr}(\mathbf{P}^{-1} \mathbf{Y})$ 为相干斑矢量经 MPWF 后输出. 上式中 $\bar{\tau}$ 服从归一化 Beta 分布, 其 PDF 为^[10]:

$$\bar{\tau} \sim \varphi(u, v) = \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \omega (\omega \bar{\tau})^{u-1} (1-\omega \bar{\tau})^{v-1}, \bar{\tau} \in [0, \frac{1}{\omega}] \quad (5)$$

式(4)中, 变量 τ 服从 Beta 分布, 其 PDF 为^[13]:

$$f(\tau) = \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \tau^{u-1} (1-\tau)^{v-1} \quad (6)$$

其中, 式(5)和式(6)中的 u 和 v 分别为 Beta 分布的自由度参数, $\Gamma(\cdot)$ 为 Gamma 函数^[15], Beta 分布的均值为^[13]:

$$E(\tau) = \frac{v+u}{v} \quad (7)$$

已知式(4)中 \mathbf{Y} 服从归一化复 Wishart 分布, 所以 x 服从 Gamma 分布^[14]:

$$x \sim \gamma(d, Ld) = \frac{L^d x^{Ld-1}}{\Gamma(Ld)} e^{-Lx} \quad (8)$$

其中, d 为散射矢量的维数, L 为等效视数.

可得 MPWF 检测测量 z 的 PDF 为:

$$\begin{aligned} f(z) &= \int_0^{+\infty} f(z, \bar{\tau}) d\bar{\tau} = \int_0^{+\infty} f(x, \bar{\tau}) J d\bar{\tau} \\ &= \int_0^{+\infty} \gamma(d, Ld) \varphi(u, v) J d\bar{\tau} \end{aligned} \quad (9)$$

其中, $J = \frac{\partial(x)}{\partial(z)} = \frac{1}{\bar{\tau}}$, 将 $\tau = E(\tau) \bar{\tau}$ 和 $x = \frac{z}{\bar{\tau}}$ 入式(9), 式(9)则可化为:

$$\begin{aligned} f(z) &= \frac{[LzE(\tau)]^{Ld}}{z\Gamma(Ld)} \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \\ &\times \int_0^1 \tau^{v-Ld-1} (1-\tau)^{u-1} \exp[-LzE(\tau)\tau^{-1}] d\tau \end{aligned} \quad (10)$$

做变量代换 $m = 1/\tau$, 上式可化为:

$$\begin{aligned} f(z) &= \frac{[LzE(\tau)]^{Ld}}{z\Gamma(Ld)} \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \\ &\times \int_1^{+\infty} m^{-u-v+Ld} (m-1)^{u-1} \exp[-LzE(\tau)m] dm \end{aligned} \quad (11)$$

根据 KummerU 函数的定义^[16], 即

$$U(a, b, z) \Gamma(a) = \exp(z) \int_1^{+\infty} \exp(-zt) (t-1)^{a-1} t^{b-a-1} dt$$

上式可化简为:

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

由于 KummerU 函数可以被 WhittakerW 函数代替, 即^[16]

$$W_{k, \mu}(z) = z^{\mu + \frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{z}{2}\right) U\left(\mu - k + \frac{1}{2}, 2\mu + 1, z\right) \quad (13)$$

令 $k = \frac{Ld-v-2u+1}{2}$, $\mu = \frac{Ld-v}{2}$ 和 $z = LzE(\tau)$, 则式(12)

可以转化为:

$$f(z) = z^{\frac{Ld+v-3}{2}} \frac{[LE(\tau)]^{\frac{Ld+v-1}{2}}}{\Gamma(Ld)} \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(v)} \times \exp\left[-\frac{LzE(\tau)}{2}\right] W_{\frac{Ld-v-2u+1}{2}, \frac{Ld-v}{2}}[LzE(\tau)] \quad (14)$$

上式即为 MPWF 检测量 z 的概率密度函数, 其中, $W_{k, \mu}(\cdot)$ 为 WhittakerW 函数.

3 CFAR 检测门限求解

对式(11)积分得到检测量 z 的 CDF 为:

$$F_z(T) = \frac{(L\omega)^{Ld}}{\Gamma(Ld)} \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \times \int_0^T \int_1^{+\infty} m^{-v-u+Ld} \times (m-1)^{u-1} \exp(-Lz\omega m) z^{Ld-1} dm dz \quad (15)$$

其中, 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^[16]:

$$\gamma(a, x) = \int_0^x e^{-t} t^{a-1} dt = a^{-1} x^a F_1(a; a+1; -x) \quad (16)$$

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(16)代入式(15)可得:

$$F_z(T) = \frac{\Gamma(u+v)}{\Gamma(u)\Gamma(v)} \frac{(L\omega)^{Ld}}{\Gamma(Ld)Ld} \times \int_1^{+\infty} m^{-v-u+Ld} \times (m-1)^{u-1} {}_1F_1[Ld; Ld+1; -L\omega m] dm \quad (17)$$

广义超几何函数和 MeijerG 函数的变换关系如下^[16]:

$${}_pF_q(a_1, \dots, a_p; b_1, \dots, b_q; -x) = \frac{\prod_{j=1}^q \Gamma(b_j)}{\prod_{j=1}^p \Gamma(a_j)} x \times G_{p, q+1}^{1, p} \left(x \left| \begin{matrix} -a_1, \dots, -a_p \\ -1, -b_1, \dots, -b_q \end{matrix} \right. \right), p \leq q+1 \quad (18)$$

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, 将上式代入式

(18) 可得:

$$F_z(T) = \frac{(L\omega)^{Ld+1} \Gamma(Ld+1) \Gamma(u+v)}{\Gamma^2(Ld) \Gamma(u) \Gamma(v) Ld} \times \int_1^{+\infty} m^{-v-u+Ld+1} \times (m-1)^{u-1} G_{1, 2}^{1, 1} \left(L\omega m \left| \begin{matrix} -Ld \\ -1, -Ld-1 \end{matrix} \right. \right) dm \quad (19)$$

根据积分公式^[17]:

$$\int_1^{\infty} x^{-\rho} (x-1)^{\sigma-1} G_{p, q}^{m, n} \left(ax \left| \begin{matrix} a_1, \dots, a_p \\ b_1, \dots, b_q \end{matrix} \right. \right) dx = \Gamma(\sigma) G_{p+1, q+1}^{m+1, n} \left(a \left| \begin{matrix} a_1, \dots, a_p, \rho \\ \rho - \sigma, b_1, \dots, b_q \end{matrix} \right. \right) \quad (20)$$

式(19)可化为:

$$F_z(T) = \frac{(L\omega)^{Ld+1} \Gamma(Ld+1) \Gamma(v+u)}{\Gamma^2(Ld) \Gamma(v) Ld} \times G_{2, 3}^{2, 1} \left(L\omega \left| \begin{matrix} -Ld, v+u-Ld-1 \\ v-Ld-1, -1, -Ld-1 \end{matrix} \right. \right) \quad (21)$$

可得虚警概率为:

$$P_{fa} = 1 - F_z(T) = 1 - \frac{(L\omega)^{Ld+1} \Gamma(Ld+1) \Gamma(v+u)}{\Gamma^2(Ld) \Gamma(v) Ld} \times G_{2, 3}^{2, 1} \left(L\omega \left| \begin{matrix} -Ld, v+u-Ld-1 \\ v-Ld-1, -1, -Ld-1 \end{matrix} \right. \right) \quad (22)$$

其中, P_{fa} 为虚警概率, 通过设置合理的 CFAR 检测恒虚警概率 P_{fa} , 可通过二分法等数值求解的方法求解出具体的检测门限 T .

4 纹理变量参数估计

针对乘积模型中 Beta 分布纹理变量自由度参数 u 和 v 的估计问题, 本文提出基于协方差矩阵二阶/三阶矩阵对数累积量 (Second-order/Third-order Matrix Log Cumulants, STOMLC) 估计方法、基于 MPWF 的一阶/二阶对数累积量 (First-order/Second-order Log-Cumulants of the MPWF, FSOMLC-MPWF) 估计方法以及基于 MPWF 的二阶/三阶对数累积量 (Second-order/Third-order log-cumulants of the MPWF, STOMLC-MPWF) 估计方法. 利用仿真数据对三种估计方法进行比较, 估计偏差、方差和均方误差, 选用估计性能最好的估计方法在本文实测数据部分对 Beta 分布纹理变量自由度参数 u 和 v 进行估计.

4.1 基于协方差矩阵对数累积量估计方法

基于 Mellin 变换的 Beta 分布纹理矢量 τ 的对数累积量为^[10]:

$$k_1\{\tau\} = \psi^{(0)}(v) - \psi^{(0)}(v+u) - \log(v) + \log(v+u) \\ k_r\{\tau\} = \psi^{(r-1)}(v) - \psi^{(r-1)}(v+u), r > 1 \quad (23)$$

式中: ψ 为普西函数, 即: $\psi^r(L) = \frac{\partial^{r+1} \text{Ln}\Gamma(L)}{\partial L^{r+1}}$, 其中 $\Gamma(\cdot)$ 为 Gamma 函数.

乘积模型的协方差矩阵经 Mellin 变换后的对数累积量表示为^[18]:

$$k_v\{\mathbf{C}\} = d^v k_v\{\boldsymbol{\tau}\} + k_v\{\mathbf{Y}\} \quad (24)$$

式中, 为 $k_v\{\cdot\}$ 第 v 阶对数累积量, d 为极化散射矢量的维数. 将 Wishart 分布相干斑协方差矩阵的对数累积量^[18]代入上式可得:

$$\begin{cases} k_1\{\mathbf{C}\} = \psi_d^{(0)}(L) + \log|\boldsymbol{\Sigma}| - d(\log L - k_1\{\boldsymbol{\tau}\}) \\ k_v\{\mathbf{C}\} = \psi_d^{(v-1)}(L) + d^v k_v\{\boldsymbol{\tau}\}, v > 1 \end{cases} \quad (25)$$

其中, $\psi_d^{(v)}(L)$ 为 v 阶多变量 polygamma 函数, 即:

$$\psi_d^{(v)}(L) = \sum_{i=0}^{d-1} \psi^{(v)}(L-i) \quad (26)$$

利用式(23)代入式(25), 得乘积模型极化协方差矩阵的对数累积量如式(27)表示.

$$\begin{cases} k_1\{\mathbf{C}\} = \psi_d^{(0)}(L) + \log|\boldsymbol{\Sigma}| - d(\log L - \psi^{(0)}(v) + \psi^{(0)}(v+u) \\ \quad + \log(v) - \log(v+u)) \\ k_v\{\mathbf{C}\} = \psi_d^{(v-1)}(L) + d^v(\psi^{(r-1)}(v) - \psi^{(r-1)}(v+u)), r > 1 \end{cases} \quad (27)$$

式(27)是后续利用对数累积量进行参数估计的核心公式. 利用式(27)中 k_2 和 k_3 , 可以采用二阶/三阶矩阵对数累积量 (Second-order/Third-order Matrix Log Cumulants, STOMLC) 估计方法估计纹理变量自由度参数 u 和 v .

4.2 基于 MPWF 的对数累积量估计方法

已知式(4)中 x 服从尺度参数为 d , 形状参数为 Ld 的 Gamma 分布, 故 x 的对数累积量如下^[19]:

$$\begin{aligned} k_1\{x\} &= \psi^{(0)}(Ld) - \log L \\ k_r\{x\} &= \psi^{(r-1)}(Ld), \forall r > 1 \end{aligned} \quad (28)$$

上式中, $k_r\{x\}$ 是 x 变量的 r 阶对数累积量.

式(4)所示极化散射矢量 \mathbf{s} 经 MPWF 处理后的检测测量经 Mellin 变换后其对数累积量表示为^[19]:

$$k_v\{z\} = k_v\{x\} + k_v\{\tilde{\boldsymbol{\tau}}\} \quad (29)$$

可得:

$$\begin{aligned} k_1\{z\} &= \psi^{(0)}(Ld) - \log L + \psi^{(0)}(\alpha) - \psi^{(0)}(v+u) \\ &\quad - \log(v) + \log(v+u) \\ k_r\{z\} &= \psi^{(r-1)}(Ld) + \psi^{(r-1)}(v) - \psi^{(r-1)}(v+u), \forall r > 1 \end{aligned} \quad (30)$$

利用式(30), 可以分别采用基于 MPWF 一阶/二阶对数累积量 (First-order/Second-order Log-Cumulants of the MPWF, FSOMLC-MPWF) 估计方法, 和基于 MPWF 二阶/三阶对数累积量 (Second-order/Third-order log-cumulants of the MPWF, STOMLC-MPWF) 估计方法估计纹理变量自由度参数 u 和 v .

通过生成仿真数据对本节中提出的三种 Beta 分布纹理变量自由度参数估计方法进行比较. 仿真数据的杂波协方差矩阵 $\boldsymbol{\Sigma}_c$ 来源于上文玉野 Kojimawan 附近服从 Beta 分布的部分实测区域, 等效视数取为 10, v 和 u 分别为 3 和 2, 仿真次数为 5000 次. 图 1 和图 2 分别给出三种估计方法对参数 u 和 v 估计结果的偏差, 方差, 均方误差随样本尺寸的变化图, 相应的, 估计方法的偏差定义为 $\text{bias}(\hat{\alpha}) = |E(\hat{\alpha}) - \alpha|$, 均方误差定义为 $\text{MSE}(\hat{\alpha}) = E[(\hat{\alpha} - \alpha)^2]$, 方差定义为 $\text{Var}(\hat{\alpha}) = [E(\hat{\alpha}) - \alpha]^2$, 样本尺寸设置为 [16 32 64 128 256 512 1024].

从图 1 和图 2 可以看出, FSOMLC-MPWF 估计方法较其他两种估计方法具有更低的偏差, 方差和均方误差, 说明 FSOMLC-MPWF 估计方法的估计结果更加稳定, 精度更高. 所以选用 FSOMLC-MPWF 估计方法在本文的实测数据部分对 Beta 分布纹理变量自由度参数 u 和 v 进行估计.

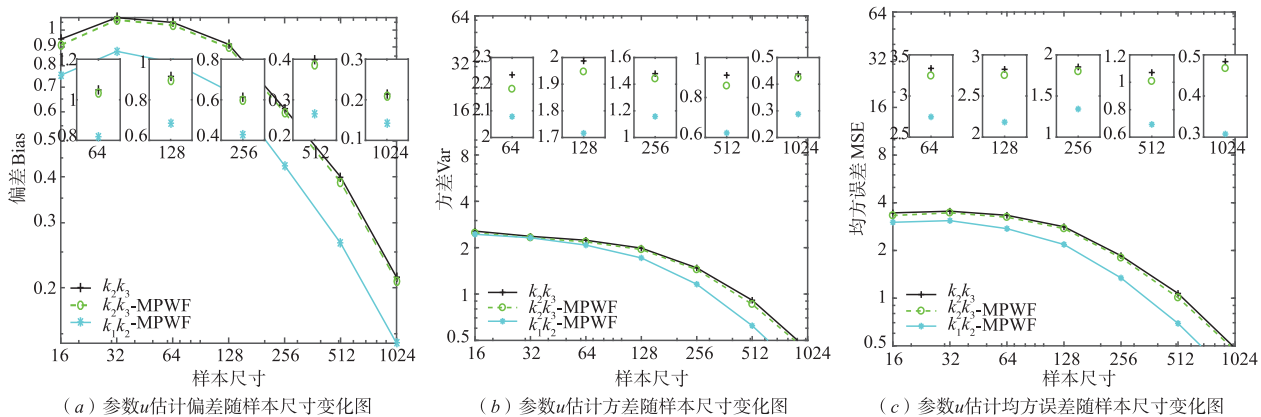
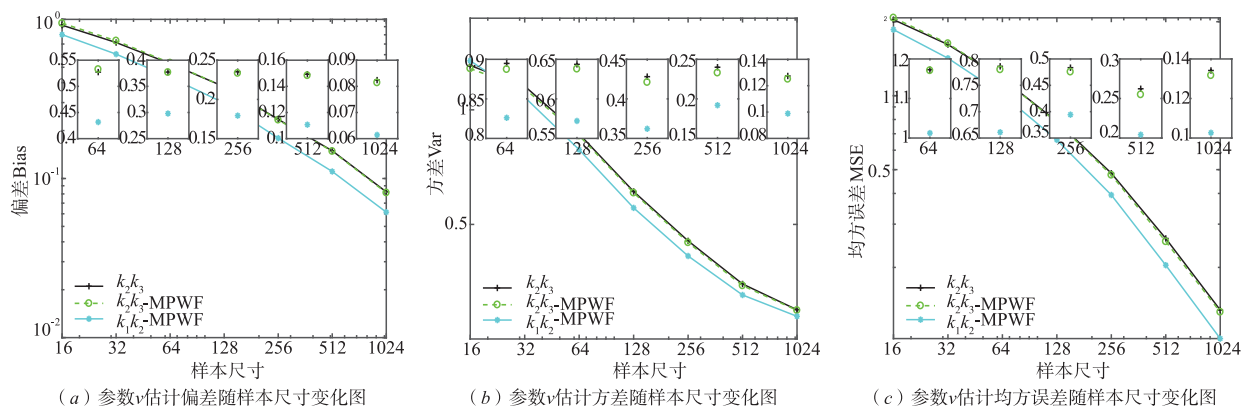


图1 参数 u 估计结果的偏差, 方差, 均方误差随样本尺寸的变化图

图2 参数 ν 估计结果的偏差, 方差, 均方误差随样本尺寸的变化图

5 实验结果及分析

本部分通过采用日本玉野港口附近的 AIRSAR 实测数据比较了新方法与 W-CFAR 检测方法^[6]、2P-CFAR 检测方法^[3]的性能, 验证了新方法的性能优势。

实测数据分析分两个部分, 第一部分验证了 Beta 分布对实测区域数据的良好拟合效果. 分别假设实测数据服从 Beta、Fisher、 G_0 、K 和对数正态分布, 分别采用文献[19]提出的纹理参数估计方法得到 G_0 分布形状参数 λ 、K 分布形状参数 a 和 Fisher 分布自由度参数 u 、 v . 通过不同分布类型各自的检测量概率密度表达式和估计得到的参数可得到检测量概率密度曲线, 与检测量直方图进行拟合即可比较不同分布模型对仿真数据的拟合效果. 第二部分比较了本文方法和 W-CFAR 方法、2P-CFAR 算法的恒虚警性能。

5.1 Beta 分布拟合分析

基于本文所提 Beta 分布及 CFAR 检测方法, 采用实测数据对拟合结果进行分析, 为量化分析各分布类型的拟合效果, 定义虚警损失率 (CFAR Loss, C_L) 如下

$$C_L = \left| 20 \log \frac{\bar{P}_{fa}}{P_{fa}} \right| \quad (31)$$

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. 对于某一 CFAR 检测方法, 应首先保证 CFAR 检测的恒虚警前提, 即实际虚警概率应与所设置的恒虚警概率尽可能保持一致. C_L 表征了 CFAR 检测方法的恒虚警保持效果, 也从侧面反映了理论模型与实际杂波的匹配程度. 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。

本部分采用的实测数据为美航局对日本玉野 Kojimawan 附近区域得到的 AIRSAR 数据, 关键参数如表 1 所示。

表 1 AIRSAR 数据关键参数

| 关键参数 | 参数值 |
|-------|-----------------|
| 获取时间 | 2000 年 10 月 4 日 |
| 波段类型 | L 波段, C 波段 |
| 极化方式 | 全极化 |
| 距离分辨力 | 3.3310m |
| 方位分辨力 | 4.6296m |
| 距离视数 | 1 |
| 方位视数 | 9 |

选择其中 L 波段数据进行实验, 数据分析如图 3 所示, 图 3(a) 为 L 波段数据的部分区域, 图 3(b) 为图 3(a) 中 A 区域杂波散点图. 散点位于 Beta 分布区域, 可知 A 区域杂波纹理变量服从 Beta 分布. 采用文献[19]中基于子矩阵对数累计量的方法估计等效视数 L 为 3.4, 选用 FSOMLC-MPWF 估计方法对 Beta 分布纹理变量自由度参数 u 和 v 进行估计, 结果分别为 15.17 和 5.28, 同时对海洋区域协方差矩阵求均值得到 Σ_c , 经多视白化滤波处理后得到 MPWF 检测量, 检测量直方图和不同分布类型下的 PDF 拟合曲线如图 3(c)、(d) 所示。

图 3(c) 中 G_0 分布形状参数 λ 估计为 12.372, K 分布形状参数 α 估计为 2.15, Fisher 分布自由度参数 u 、 v 分别估计为 4.237 和 8.235, 图 3(d) 中对数正态分布检测量的均值 μ 和标准差 σ 估计为 1.033 和 0.3773. 因为对数正态分布检测量是 MPWF 检测量取对数后得到, 所以对数正态分布的拟合结果单独表示. 由图 3(c) 和 (d) 可以看出, 与其他几种分布相比, Beta 分布 PDF 曲线与 MPWF 检测量直方图拟合效果最好, 也说明了杂波协方差矩阵的纹理变量服从 Beta 分布. 为进一步验证本文新方法有效性, 将不同分布类型的理论虚警概率与实际虚警概率进行了对比. 不同分布类型下理论与实际虚警概率拟合结果如图 3(e) 所示. 由图 3(e) 可以看出, 与其他几种分布理论虚警概率曲线相比, Beta 分布理论虚警概率曲线始终是最接近实际虚警概率

曲线的,相比于 G_0 分布和 Fisher 分布理论虚警概率曲线, K 分布理论虚警概率曲线更接近实际虚警概率曲线,这与图 3(b) 中仿真数据的散点图更接近 K 分布曲线是一致的. 不同分布下 C_L 随检测门限变化如图 3(f)

所示,可以看出,本文方法的 C_L 在几种不同分布中总是较低的,尤其是当门限逐渐变大时,本文方法的 C_L 将始终小于其他方法,这说明本文 CFAR 检测方法良好的恒虚警保持效果.

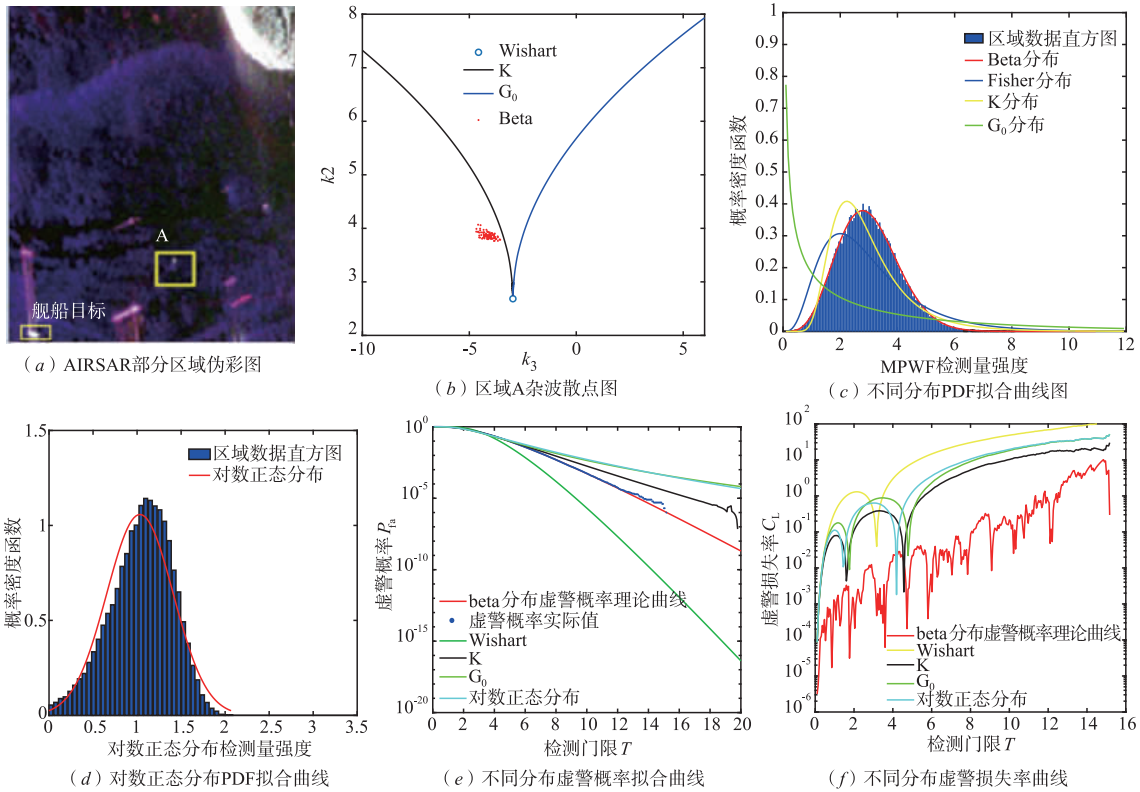


图3 数据拟合分析图

5.2 实际检测结果分析

采用本文提出的 FSOMLC-MPWF 估计方法估计 Beta 分布纹理变量自由度参数 u 和 v , 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 检测恒虚警概率分别取值为 1×10^{-3} 和 5×10^{-4} . CFAR 检测算法具体流程为:

步骤 1 处理 PolSAR 协方差矩阵数据得到 MPWF 检测量;

步骤 2 估计检测区域杂波的等效视数 L 和 Beta 分布纹理变量参数 u 和 v ;

步骤 3 利用步骤 2 得到的参数以及推导的恒虚警解析式求解检测门限;

步骤 4 对图像数据进行门限判决(即高于门限为目标, 否则判断为杂波);

步骤 5 对判决结果进行像素聚类处理, 滤除部分孤立虚警点, 同时使目标更加突出.

利用式(22)求解检测门限需要对等效视数 L 和 Beta 分布纹理变量的自由度参数 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^[19], 提出基于 MPWF 的对数累积量估计方法对 Beta 分布纹理变量自由度参数 u 和 v 进行估计.

区域 A 的 CFAR 检测结果如图 4 所示, 其中 P_{fa} 表示虚警概率.

表 2 CFAR 检测实际虚警率值

| | 本文方法 | W-CFAR | 2P-CFAR |
|---------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 恒虚警概率设置 | 1.00×10^{-3} | 1.00×10^{-3} | 1.00×10^{-3} |
| 实际虚警概率 | 1.00×10^{-3} | 1.64×10^{-2} | 0 |
| 恒虚警概率设置 | 5.00×10^{-4} | 5.00×10^{-4} | 5.00×10^{-4} |
| 实际虚警概率 | 5.07×10^{-4} | 1.34×10^{-2} | 0 |

由图 4 可知, 在不同恒虚警概率设置下, 2P-CFAR 检测方法对虚警点的抑制效果最好, 但结合表 2, 2P-CFAR 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前提. W-CFAR 检测器的检测结果具有很多的虚警区域, 其检测效果最差. 本文提出的解析方法能够有效检测目标, 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 检测的恒虚警前提.

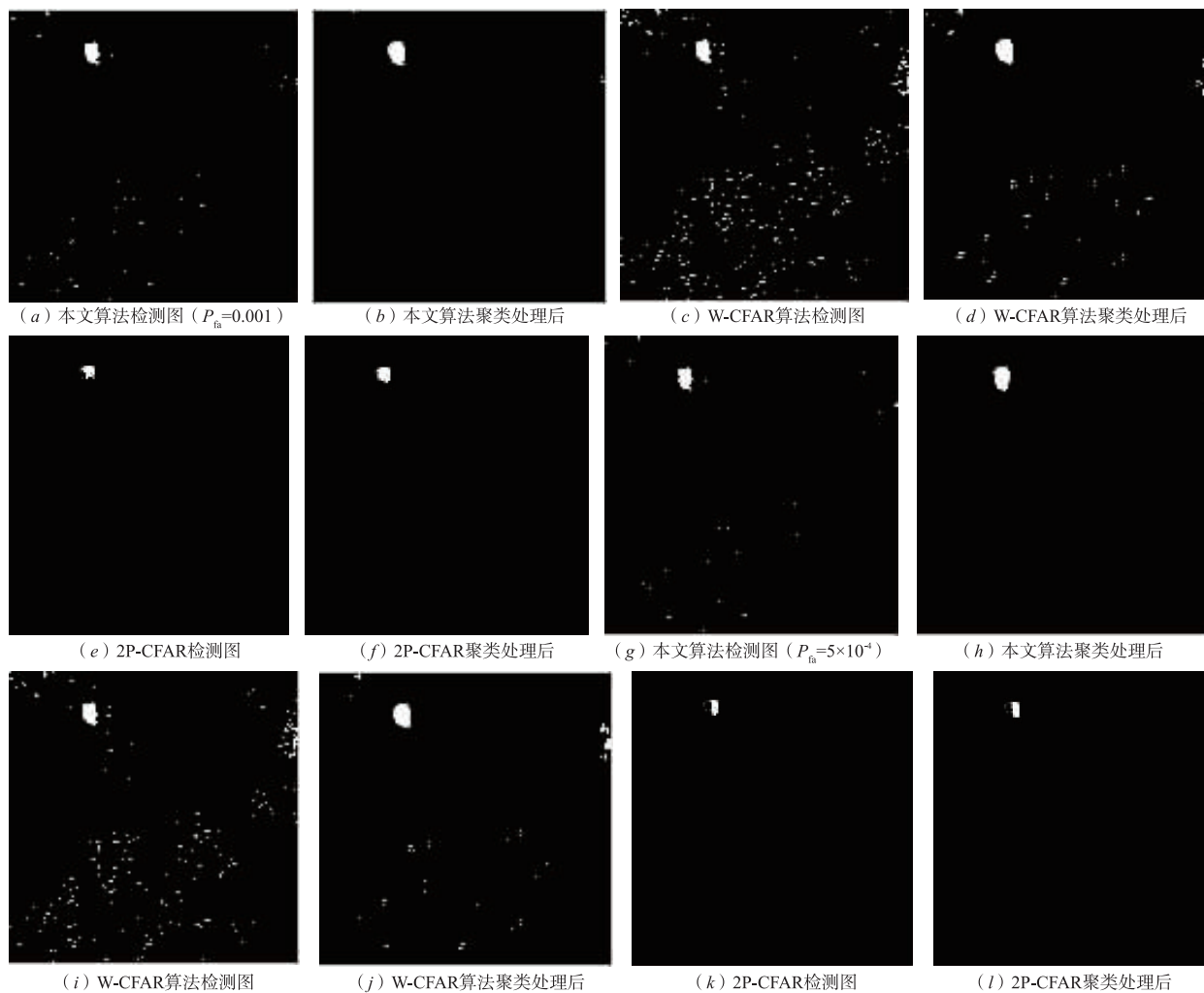


图4 各方法检测结果

6 结论

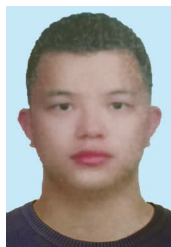
为解决 Beta 分布纹理条件下基于 MPWF 的 CFAR 检测解析方法尚未得出的难题,本文提出一种极化 SAR 图像舰船目标 CFAR 检测新方法,并提出了基于多视极化白化滤波(MPWF)的对数累积量纹理变量参数估计方法.通过实测数据对新方法、W-CFAR 算法和 2P-CFAR 算法进行性能比较.实验结果表明,在特定情形下由 Beta 分布纹理变量构成的乘积模型对极化 SAR 数据有更好的拟合效果.本文新方法较其他两种检测方法可以更好地保证 CFAR 检测的恒虚警假设.实际上,当纹理变量服从伽马分布,逆伽马分布, Fisher 分布和逆 Beta 分布时,对应地存在 K 分布, G_0 分布, KummerU 和 WhittakerM 分布的极化 SAR 数据的统计模型,相应的 CFAR 检测解析方法将是我们下一步的研究方向.

参考文献

- [1] 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.
- [2] 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]. 1988 IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium[C]. Edinburg, Scotland: IEEE, 1988. 69 - 72.
- [3] Novak L M, Burl M C, Irving W W. Optimal polarimetric processing for enhanced target detection[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1993, 29(1): 234 - 244.
- [4] Chaney R D, Burl M C, Novak L M. On the performance of polarimetric target detection algorithms[J]. IEEE Aerospace and Electronic Systems Magazine, 1990, 5(11): 10 - 15.
- [5] 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.
- [6] 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 J F, ZHU B, ZHANG P, et al. Polarimetric SAR imagery target CFAR detection analytical algorithm with Wishart distribution[J]. Acta Electronica Sinica,2018,46(2):433-439. (in Chinese)
- [7] 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, HUANG S J, 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)
- [8] Frery A C, Muller H J, Yanasse C C F. A model for extremely heterogeneous clutter[J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing,1997,35(3):648-659.
- [9] 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.
- [10] Bombrun L, Anfinson S N, Harant O. A complete coverage of log-cumulant space in terms of distributions for Polarimetric SAR data[A]. Proceedings of the 5th International Workshop on Science and Applications of SAR Polarimetry and Polarimetric Interferometry[C]. Friscati, Italy:ESA Communications,2011. 1-8.
- [11] 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.
- [12] 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.
- [13] Xiping Deng, Carlos López-Martínez, Jinsong Chen, et al. Statistical modeling of polarimetric SAR data: a survey and challenges[J]. Remote Sensing,2017,9(4):348.
- [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] Milton Abramowitz, Irene A Stegun. Handbook of Mathematical Functions with Formulas, Graphs, and Mathematical Tables[M]. New York:Dover Publications,2001.
- [16] Bateman H. Tables of Integral Transforms[M]. New York:McGraw-Hill,1954.
- [17] Gradshteyn I S, Ryzhik I M. Table of Integrals, Series, and Products[M]. San Diego, CA:Academic Press,2007.
- [18] Anfinson 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.
- [19] 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.

作者简介



王明春 男,1993 年生于湖南. 海军工程大学硕士研究生. 主要研究方向为极化 SAR 图像目标检测方法.
E-mail:1752293476@qq.com



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



杨子渊 男,1997 年生于湖北武汉. 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:452949148@qq.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.
E-mail:liutao1018@sina.com