

一种单视广义极化 K-分布纹理参数的估计方法*

肖琨** 余永健 黄顺吉

(电子科技大学电子工程学院 成都 610054)

【摘要】 提出了通过归一化极化联合矩对 SAR (合成孔径雷达) 单视广义极化 K-分布纹理参数进行估计的方法, 阐述了 SAR 各个极化通道之间的纹理相关性。在此基础上给出了单视广义极化 K-分布波形因子、纹理相关系数和相干斑相关系数的算法及偏差性能分析, 并进行了蒙特卡洛仿真实验论证, 进一步证明了该方法的良好估计性能。

关键词 单视; 极化; 纹理; 相干斑; 归一化联合矩

中图分类号 TN95

极化 SAR K-分布是一种适用于高分辨率极化 SAR 图像细致分割^[1, 2]、分类和识别的统计模型。应用该模型时, 极化 K-分布参数的高精度估计是至关重要的。目前, 国际上对单极化通道情形下 K-分布纹理参数进行了估计^[3, 4], 对双极化或全极化通道情形下事实上可能存在的各极化通道之间的纹理相关性也进行了讨论^[5, 6], 但未具体讨论纹理参数估计问题。本文详细讨论了单视广义极化 SAR K-分布的参数估计方法。由于广义极化 K-分布的表达形式是非常复杂的, 采用最大似然法估计参数已不可能。考虑到在信号处理中, 用高阶统计量处理非高斯白噪声信号作为一种有效手段, 具有较大的优越性(因为高阶统计量与特征函数有关), 因此, 我们采用归一化极化联合矩对单视广义极化 K-分布的纹理参数估计问题作了深入研究, 给出了参数估计解析表达式, 并讨论估计精度。

1 单视广义极化 K-分布模型

单视全极化 SAR 图像由两个同极化通道和一个交叉极化通道复数据组成^[7], 即 HH, VV 和 HV 。为了模拟各极化 SAR 通道纹理部分相关性, 假设单视极化散射矢量 y 为一个三维零均值复高斯矢量 X (代表相干斑) 与一个 3×3 对角纹理矩阵 G 的乘积^[6], 即

$$y = G \cdot X \tag{1}$$

其中

$$G = \begin{pmatrix} \sqrt{g_1} & 0 & 0 \\ 0 & \sqrt{g_2} & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{g_3} \end{pmatrix} \quad X = \begin{pmatrix} S_{hh} \\ S_{hv} \\ S_{vv} \end{pmatrix}$$

且 $g_i (i=1,2,3)$ 为第 i 通道纹理比例因子。 hh, vv, hv 分别为水平同极化分量, 垂直同极化分量, 交叉极化分量。

假设各极化通道纹理结构用部分相关 Gamma 分布表示, 多视极化相干斑服从 Wishart 分布, 则相干斑强度和纹理的特征函数为

$$C(w_1, w_2, w_3) = \frac{1}{|I + j \Sigma \Omega|} \tag{2}$$

$$C_t(w_1, w_2, w_3) = \frac{1}{\left| I + \left(j \frac{\mu}{v} \right) \Sigma_t \Omega \right|^v} \tag{3}$$

其中

1998年12月14日收稿

* 国家自然科学基金资助项目, 基金号: 69672021

** 男 25岁 硕士

$$\Sigma_i = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{21} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & 1 \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & \psi_{12}\tilde{\rho}_{12} & \psi_{13}\tilde{\rho}_{13} \\ \psi_{12}\tilde{\rho}_{12}^* & \sigma_2 & \psi_{23}\tilde{\rho}_{23} \\ \psi_{13}\tilde{\rho}_{13}^* & \psi_{23}\tilde{\rho}_{23}^* & \sigma_3 \end{pmatrix}$$

$$I = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad \Omega = \begin{pmatrix} w_1 & 0 & 0 \\ 0 & w_2 & 0 \\ 0 & 0 & w_3 \end{pmatrix}$$

$$\sigma_i = \langle |x_i|^2 \rangle \quad \tilde{\rho}_{ij} = \frac{\langle x_i x_j^* \rangle}{\psi_{ij}} \quad \psi_{ij} = \sqrt{\sigma_i \sigma_j} \quad i, j = 1, 2, 3$$

式中 Σ_i 为纹理协方差矩阵； $\rho_{ij} (i, j = 1, 2, 3)$ 为第 i, j 极化通道间纹理相关系数； Σ 为相干斑协方差矩阵； $\sigma_i, \tilde{\rho}_{ij}$ 分别为第 i 极化通道相干斑方差和第 i, j 极化通道间相干斑相关系数。

2 单视广义极化 K-分布参数的估计

如前所述，我们应用归一化极化联合矩对单视广义极化 K-分布进行参数估计。另外，研究表明，如果同时对三个通道之间的纹理相关性进行估计，就很难得到各参数偏差的解析表达式。于是，我们采取两两通道分别计算的手段实现纹理相关性的分析。

由式(2)和式(3)可以得到相干斑和纹理的联合矩为

$$\langle Z_{ii} \rangle = \sigma_i \quad \langle Z_{ii} Z_{jj} \rangle = \sigma_i \sigma_j (1 + |\tilde{\rho}_{ij}|) \tag{4}$$

$$\langle Z_{ii} Z_{jj}^2 \rangle = 2\sigma_i \sigma_j^2 (1 + 2|\tilde{\rho}_{ij}|^2) \quad \langle Z_{ii} Z_{jj}^3 \rangle = 6\sigma_i \sigma_j^3 (1 + 3|\tilde{\rho}_{ij}|^2) \tag{5}$$

$$\langle Z_{ii}^2 Z_{jj}^2 \rangle = 4\sigma_i^2 \sigma_j^2 \{ |\tilde{\rho}_{ij}|^4 + 4|\tilde{\rho}_{ij}|^2 + 1 \} \tag{6}$$

$$\langle g_i \rangle = u \quad \langle g_i g_j \rangle = \frac{u^2}{v} (v + \rho_{ij}^2) \tag{7}$$

$$\langle g_i g_j^2 \rangle = \frac{u^3}{v^2} (v^2 + v + 2\rho_{ij}^2 v + 2\rho_{ij}^2) \tag{8}$$

$$\langle g_i g_j^3 \rangle = \frac{u^4}{v^3} (v^3 + 3v^2 + 2v + 3\rho_{ij}^2 v^2 + 9\rho_{ij}^2 v + 6\rho_{ij}^2) \tag{9}$$

$$\langle g_i^2 g_j^2 \rangle = \frac{u^4}{v^3} \{ v^3 + 2v^2 + v + 4\rho_{ij}^2 v^2 + 2\rho_{ij}^4 v + 4\rho_{ij}^2 v + 2\rho_{ij}^4 \} \tag{10}$$

定义归一化极化联合矩为

$$\frac{\langle Y_{11}^p Y_{22}^q Y_{33}^s \rangle}{\langle Y_{11} \rangle^p \langle Y_{22} \rangle^q \langle Y_{33} \rangle^s} = \frac{\langle g_1^p g_2^q g_3^s \rangle}{\langle g_1 \rangle^p \langle g_2 \rangle^q \langle g_3 \rangle^s} \frac{\langle Z_{11}^p Z_{22}^q Z_{33}^s \rangle}{\langle Z_{11} \rangle^p \langle Z_{22} \rangle^q \langle Z_{33} \rangle^s} \tag{11}$$

第 1 和第 2 通道间纹理相关性的算法为

$$v + \rho^2 + v|\tilde{\rho}|^2 + \rho^2|\tilde{\rho}|^2 - \frac{\langle Y_{11} Y_{22} \rangle}{\langle Y_{11} \rangle \langle Y_{22} \rangle} v = 0 \tag{12}$$

$$(v+1)(v+2\rho^2+2v|\tilde{\rho}|^2+4\rho^2|\tilde{\rho}|^2) - \frac{1}{2} \frac{\langle Y_{11} Y_{22}^2 \rangle}{\langle Y_{11} \rangle \langle Y_{22} \rangle^2} v^2 = 0 \tag{13}$$

$$(v^2+3v+2)(v+3\rho^2+3v|\tilde{\rho}|^2+9\rho^2|\tilde{\rho}|^2) - \frac{1}{6} \frac{\langle Y_{11} Y_{33}^3 \rangle}{\langle Y_{11} \rangle \langle Y_{33} \rangle^3} v^3 = 0 \tag{14}$$

$$4[v(v+1)^2+4v(v+1)\rho^2+2(v+1)\rho^4][1+2|\tilde{\rho}|^2+|\tilde{\rho}|^4] - v^3 \frac{\langle Y_{11}^2 Y_{22}^2 \rangle}{\langle Y_{11} \rangle^2 \langle Y_{22} \rangle^2} = 0 \tag{15}$$

从以上方程组即可得到各参数的数值解。

3 参数偏差性能分析

采用微扰的方法来分析波形因子^[4]、纹理相关系数和相干斑相干系数的偏差。令

$$V_1 = \frac{\hat{I}_1 \hat{I}_2}{\hat{I}_1 \hat{I}_2} \quad V_2 = \frac{\hat{I}_1 \hat{I}_2^2}{\hat{I}_1 \hat{I}_2^2} \quad V_3 = \frac{\hat{I}_1 \hat{I}_2^3}{\hat{I}_1 \hat{I}_2^3} \quad (16)$$

式中 V_1, V_2, V_3 分别为 K-分布样本联合矩。将样本联合矩用微扰法展开至 N^{-1} 阶, 得到样本联合矩偏差为

$$\langle \Delta V_{2i} \rangle = -\frac{1}{N} \frac{\langle I_1 I_2^i \rangle}{\langle I_1 \rangle \langle I_2^i \rangle} \left[\frac{i(i+1)}{2} \frac{\langle I_1^2 \rangle}{\langle I_1 \rangle^2} - \frac{i(i+1)}{2} \frac{\langle I_2^2 \rangle}{\langle I_2 \rangle^2} - i \frac{\langle I_1 I_2 \rangle}{\langle I_1 \rangle \langle I_2 \rangle} \right] - \frac{1}{N} \left[\frac{\langle I_1^2 I_2^i \rangle}{\langle I_1 \rangle^2 \langle I_2^i \rangle} + \frac{\langle I_1 I_2^{i+1} \rangle}{\langle I_1 \rangle \langle I_2 \rangle^{i+1}} \right] \quad i=1,2,3 \quad (17)$$

于是, 可以求解出单视广义极化 SAR K-分布波形因子, 纹理相关系数, 相干斑相关系数的实部和虚部的偏差解析式为

$$A \times \Delta_B = \Delta_M \quad (18)$$

$$\langle \Delta \tilde{\rho}_r \rangle = \frac{|\tilde{\rho}| \langle \Delta |\tilde{\rho}| \rangle}{\tilde{\rho}_r} \quad \langle \Delta \tilde{\rho}_i \rangle = \frac{|\tilde{\rho}| \langle \Delta |\tilde{\rho}| \rangle}{\tilde{\rho}_i} \quad (19)$$

其中

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \quad \Delta_B = \begin{pmatrix} \langle \Delta v \rangle \\ \langle \Delta \rho \rangle \\ \langle \Delta |\tilde{\rho}| \rangle \end{pmatrix} \quad \Delta_M = \begin{pmatrix} nv \langle \Delta v_1 \rangle \\ n^2 v^2 \langle \Delta v_2 \rangle \\ n^3 v^3 \langle \Delta v_3 \rangle \end{pmatrix}$$

$$a_{11} = 1 - \langle V_1 \rangle + |\tilde{\rho}|^2 \quad a_{12} = 2\rho(1 + |\tilde{\rho}|^2) \quad a_{13} = 2|\tilde{\rho}|(v + \rho^2)$$

$$a_{21} = 2(2v + 2\rho^2 + 1)(1 + 2|\tilde{\rho}|^2) - 2v \langle V_2 \rangle$$

$$a_{22} = 8\rho(v + 1)(1 + 2|\tilde{\rho}|^2) \quad a_{23} = 8|\tilde{\rho}|(v + 1)(v + 2\rho^2)$$

$$a_{31} = 6((v + 1)(v + 2)(1 + 3|\tilde{\rho}|^2) + (2v + 3)(v + 3\rho^2)(1 + 3|\tilde{\rho}|^2)) - 3v^2 \langle V_3 \rangle$$

$$a_{32} = 36\rho(v + 1)(v + 2)(1 + 3|\tilde{\rho}|^2)$$

$$a_{33} = 36|\tilde{\rho}|(v + 1)(v + 2)(v + 3\rho^2)$$

式中 A, Δ_B, Δ_M 分别为偏差性能系数矩阵、参数偏差矢量、K-分布样本矩偏差矢量。

取波形因子 $v=1.5$, 纹理相关系数 $\rho=0.5$, 相干斑相关系数实部 $\tilde{\rho}_r=0.4$, 相干斑相关系数虚部 $\tilde{\rho}_i=0.3$, 在单视情形下作出各参数的理论偏差曲线如图 1 所示。

从图 1 曲线可以看出: 在单视情形下, 波形因子的偏差较文中的要小得多, 表明该方法具有较高的精确度, 而且相干斑相关系数实部和虚部的偏差呈现波形起伏, 这是由于其偏差包含了相位信息的缘故。

4 蒙特卡洛实验验证

我们先产生 Gamma 分布样本和三维 Gaussian 分布样本, 再合成单视 K-分布样本。选取 1 024 个样本生成 K-分布样本联合矩, 同样, 取同上参数 $v=1.5$, $\rho=0.5$, $\tilde{\rho}_r=0.4$, $\tilde{\rho}_i=0.3$, 在单视情形下作出各参数的蒙特卡洛误差曲线如图 2 所示。

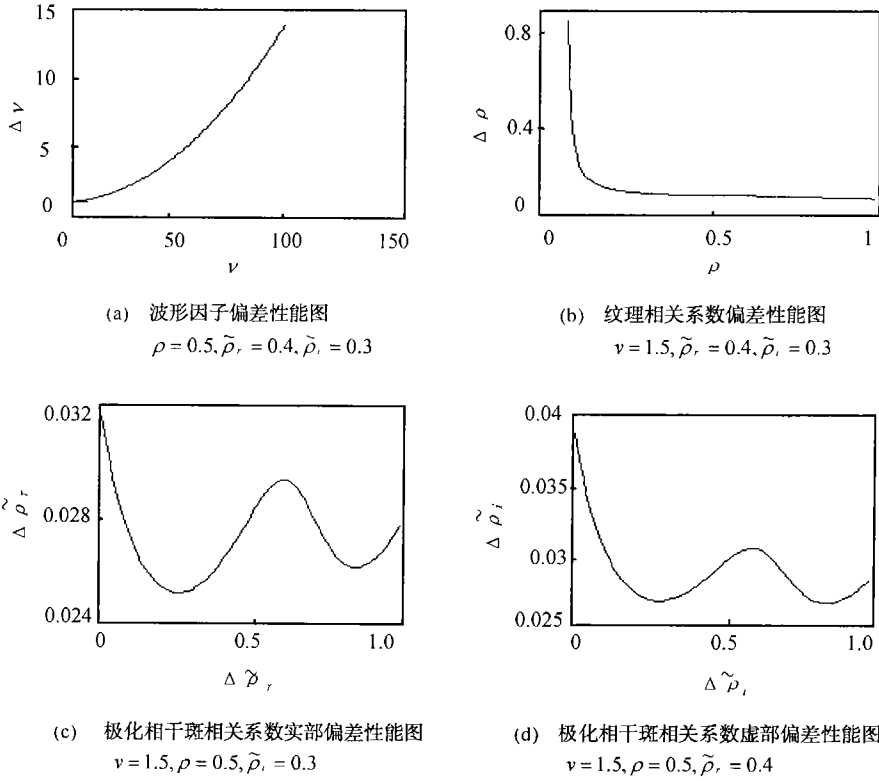


图 1 各参数的理论偏差曲线

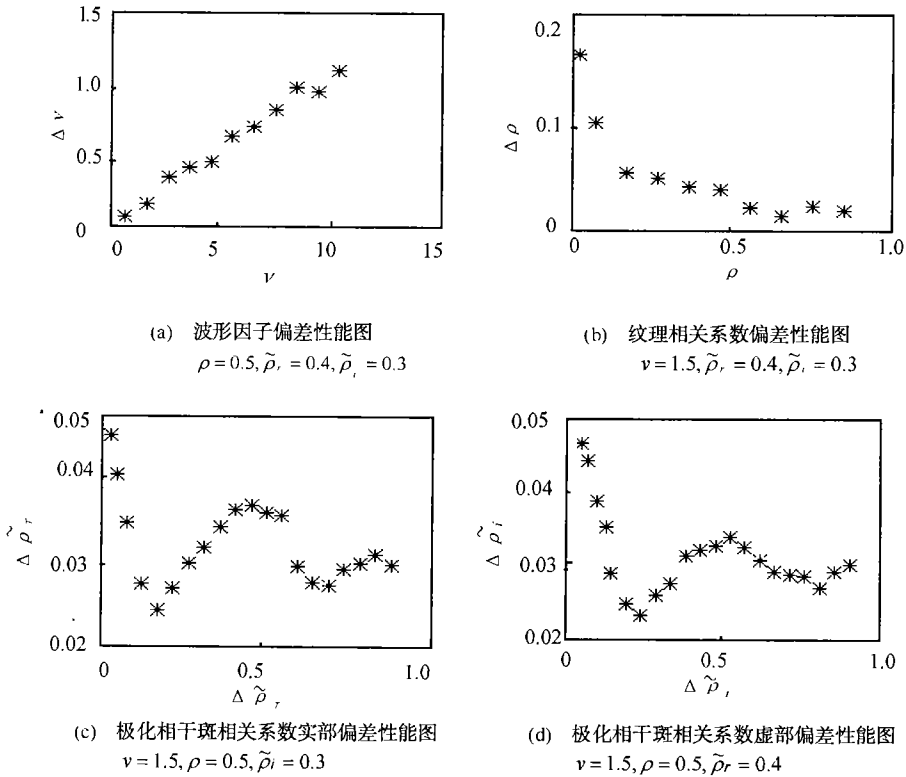


图 2 蒙特卡洛实验各参数偏差样本曲线

从图 2 曲线可以看出，蒙特卡洛实验中的偏差性能要稍差于理论分析，这是由计算精度不够引

起的。尽管如此,其偏差性能已能达到所需的精度。

5 结 论

本文用归一化极化联合矩对 SAR 单视广义极化 K-分布纹理参数进行了估计,分析了各参数偏差性能,给出了蒙特卡洛实验验证。该方法表明利用归一化极化联合矩能较好地单视广义极化 K-分布进行 SAR 各极化通道间的纹理相关性能分析,并较大地改善了波形因子的精度,具有较为广阔的理论和应用前景。

参 考 文 献

- 1 Novak L M, Sechtin M B, Cardullo M J. Studies of target detection algorithms that use polarimetric Radar data. IEEE Trans On Aerospace and Electronic Systems March, 1989, AES-25(2): 150~165
- 2 Lee J S, Schuler D J. K-distribution for multi-look processed polarimetric SAR imagery. IGARSS'94, 1994: 2 179~2 181
- 3 Oliver C J. Optimum texture estimators for sar clutter. J Phys D:Appl Phys, 1993, 26: 1 824 ~1 835
- 4 Lombardo P, Oliver C J. Estimation of parameters in K-distributed clutter. IEE Proc-Radar Sonar Navia, 1994, 141(4): 196~204
- 5 Yu Yongjian, Huang Shunji, Andrea Torre. Partially correlated K-distribution for multi-look polarimetric images. CIE International Conference of Radar Proceedings, 1996: 317~320
- 6 Yu Yong jian. Textural-partially correlated polarimetric K-distribution. IGARSS'98, 1998
- 7 刘国庆, 黄顺吉. 纹理 SAR 图像的多分辨率分析和分类. 电子科技大学学报, 1997, 26(6): 585~589

A Method for Parameter Estimating of Single-look Generalized Polarimetric K-distribution

Xiao Kun Yu Yongjian Huang Shunji

(Dept. of Electronic Eng., UEST of China Chengdu 610054)

Abstract A method for estimating parameters of single-look generalized polarimetric K-distribution by using normalized joint polarimetric moments is presented. The characteristics of partially correlated texture are analyzed and the algorithm of SAR texture parameters is given. The bias quality of every two polarized channels of SAR is also discussed. Finally, the Mont-calco simulation results show that the method has a good estimating quality.

Key words single-look; polarization; texture; speckle; normalized joint moment