

干涉图幅度统计分布模型族及其参数估计

时公涛¹, 陈涛¹, 陈东¹, 桂琳², 庞怡杰¹, 王晶¹, 张小义¹

(1. 空军装备研究院情报所, 北京 100085; 2. 中国人民解放军 94402 部队, 山东济南 250002)

摘要: 提出了新的干涉图幅度分布模型族及对应的参数估计器. 首先, 在乘积模型框架下, 以复 Wishart 分布为基础, 通过引入场景环境分类的思想, 利用具备真实地物 RCS 分量精确建模能力的逆方根 Gamma 分布和广义逆 Gauss 方根分布, 推导建立了理论完善的新的干涉图幅度分布模型族: E-Gamma 分布、E-G⁰ 分布和 E-G 分布, 解决了均匀度变化下的广泛区域对应的干涉图幅度数据的精确建模问题, 实现了单通道 SAR 图像建模理论到多通道 SAR 干涉图幅度建模的拓展与统一; 其次, 基于 Mellin 变换导出了各新分布模型的参数估计器: E-Gamma_MoLC、E-G⁰_MoLC 和 E-G_MoLC, 新估计器能够快速、准确地迭代出各分布参数的估计值. 以 KL 度量、MSE 度量和 K-S 检验作为定量评估准则, 对星载多通道 SAR 实测数据对应的干涉图进行实验, 结果证明了所提模型族及对应参数估计器的有效性.

关键词: 干涉图; 统计模型; E-Gamma 分布; E-G⁰ 分布; E-G 分布

中图分类号: TN957.52 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112 (2012) 08-1544-08

电子学报 URL: <http://www.ejournal.org.cn>

DOI: 10.3969/j.issn.0372-2112.2012.08.008

Interferometric Magnitude Modeling and Parameter Estimation

SHI Gong-tao¹, CHEN Tao¹, CHEN Dong¹, GUI Lin², PANG Yi-jie¹, WANG Jing¹, ZHANG Xiao-yi¹

(1. The Tenth Lab. of Intelligence Institute, Academy of Air Force's Equipment, Beijing 100085, China;

2. The Army of 94402, Jinan, Shandong 250002, China)

Abstract: The paper proposes a group of new distributions for interferometric magnitude and their corresponding parameter estimators. Firstly, under the frame of multiplicative model, based on the complex Wishart distribution, and bringing in the theory of clutter classification brought forward by Frery et al., the new interferometric magnitude's statistical models are deduced according to utilizing the reciprocal of a square root of Gamma and the square root of generalized inverse Gaussian law. The group of new models can precisely model the interferometric magnitude corresponding to different clutter areas with broad degrees of homogeneity, and they achieve the unification of the statistical distributions for single-channel SAR images and multi-channel SAR interferometric magnitude. Secondly, The new models' estimators are acquired based on the Mellin transform which can estimate the contained parameters quickly and accurately, guaranteeing the new distributions' fitting precision. According to the experiments performed on the real spaceborne SAR image, using the Kullback-Leibler (KL) distance, mean square error (MSE) and Kolmogorov-Smirnov (KS) test as similarity measurements, the experimental results show the effectiveness of the proposed models and estimators.

Key words: interferogram; statistical model; E-Gamma distribution; E-G⁰ distribution; E-G distribution

1 引言

作为一个新兴的学科交叉研究领域, 空间对地观测技术是目前世界各国已开展或正在开展的主要战略部署之一, 也是我国长期发展规划的一个重要方面^[1~3]. 合成孔径雷达 (synthetic aperture radar, SAR) 因其全天时、全天候的成像特点成为了当前对地观测的一种主要途径, 有关于 SAR 图像的解译与应用衍生了很多的研究方向. 经过几十年的技术积累, SAR 成像的体制已经由

简单的单通道拓展到复杂的多通道模式, 可以说, 多通道 SAR 的应用涵盖了目前先进 SAR 处理技术的方方面面. 干涉图是多通道信息的一种主要表征方式, 由于统计的方法能够达到信息提取的理论上的 Bayes 最优解^[4], 因此干涉图的统计建模特别是干涉图幅度统计建模成为了多通道 SAR 的研究热点之一, 其在极化^[5]、干涉^[6]、动目标指示^[7~9]等方面均有广泛的应用前景, 为多通道 SAR 解译与应用共性基础研究课题.

以 Goodman 提出的复 Wishart 分布为基础^[10], Lee

等人^[5]首先推导得到了均匀区域环境下干涉图幅度的分布模型.在此基础上,Gierull^[11,12]、Sikaneta^[13]、Abdelfattah^[14]等人对干涉图幅度分布模型进行了较为深入的研究,其中,最为著名且性能最好的是 Gierull 等人提出的干涉图幅度分布模型,其优点是完整性较好,对不均匀区域对应干涉图幅度数据具有一定的建模能力,其缺点是由于均匀区域环境下对应的分布模型中仍包含第二类型的修正 Bessel 函数等特殊函数,造成阈值求解的困难并极大限制了可拟合区域的范围,而且对于复杂环境(如城区等),该模型的建模能力严重不足.因此,亟待寻求更加完善、具有均匀度变化下的广泛区域建模能力的新干涉图幅度分布模型.

为此,本文以复 Wishart 分布为基础,引入 Frery 等人把实际图像场景分为均匀区域、不均匀区域和极度不均匀区域等三类的思想^[15],结合乘积模型^[16],利用具备真实地物 RCS 幅度分量精确建模能力的逆方根 Gamma 分布和广义逆 Gauss 方根分布^[17,18],推导出了不同图像场景下新的干涉图幅度分布模型族.在此基础上,利用 Mellin 变换导出了各分布新的参数估计器.另外,为了评估所提干涉图幅度各分布模型及对应的新参数估计器的有效性,采用星载多通道 SAR 实测数据对应的干涉图进行了综合实验分析,并从 KL 度量^[19]、MSE 度量^[20]和 K-S 检验^[21]三个方面做了定量描述.

2 新的干涉图幅度统计分布模型族

根据中心极限定理,图像场景的 RCS (radar cross section) 分量恒定时,相干斑噪声分量的同相(In-phase)和正交(Quadrature)通道相互独立、且都服从零均值的 Gauss 分布,具备了复 Wishart 分布的前提条件.假设双通道 n 视样本协方差矩阵为

$$\hat{\mathbf{R}} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mathbf{Z}(k) \mathbf{Z}(k)^H$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \begin{bmatrix} |z_1(k)|^2 & z_1(k) z_2(k)^* \\ z_1(k)^* z_2(k) & |z_2(k)|^2 \end{bmatrix} \quad (1)$$

其中, n 表示视数, $\mathbf{Z}(k) = [z_1(k), z_2(k)]^T$ 为第 k 次单视图像, $*$ 表示复共轭, H 表示复共轭转置. 把 $\hat{\mathbf{R}}$ 的副对角线元素 $(1/n) \sum_{k=1}^n z_1(k) z_2(k)^*$ 称为复 n 视干涉图,干涉图的模值即为干涉图幅度.

根据文献[10]可知,随机矩阵 $\mathbf{B} = n\hat{\mathbf{R}}$ 服从复 Wishart 分布. 对主对角线元素进行积分可得到标准化的干涉图幅度 ξ 和干涉图相位 ψ 的联合分布为^[11]

$$p(\xi, \psi) = \frac{2n^{n+1}\xi^n}{\pi\Gamma(n)(1-\rho^2)} \exp\left(\frac{2n\rho\xi\cos(\psi-\theta)}{1-\rho^2}\right) \cdot K_{n-1}\left(\frac{2n\xi}{1-\rho^2}\right) \quad (2)$$

其中, $K_{n-1}(\cdot)$ 为 $(n-1)$ 阶的第二类型修正 Bessel 函数,

$\rho e^{j\theta}$ 为两通道输出的复相关系数, ρ 称为相关度,标准化的干涉图幅度 ξ 为

$$\xi = \frac{|(1/n) \sum_{k=1}^n z_1(k) z_2(k)^*|}{\sqrt{E(|z_1|^2)E(|z_2|^2)}} = \frac{|(1/n) \sum_{k=1}^n z_1(k) z_2(k)^*|}{\sqrt{C_{11}C_{22}}} \quad (3)$$

2.1 E-Gamma 分布

为了获取均匀环境下干涉图幅度的概率分布,需对式(2)中的干涉图相位变量进行积分,得到标准化干涉图幅度的边缘分布为

$$p(\xi) = \frac{4n^{n+1}\xi^n}{\Gamma(n)(1-\rho^2)} I_0\left(\frac{2n\rho\xi}{1-\rho^2}\right) K_{n-1}\left(\frac{2n\xi}{1-\rho^2}\right) \quad (4)$$

其中, $I_0(\cdot)$ 为零阶的第一类型修正 Bessel 函数.

分析式(4),由于其包含两种类型的修正 Bessel 函数,这给该分布的拟合能力带来较大限制.具体来说,根据修正 Bessel 函数特殊的性质(即该函数会迅速地趋向于无穷),当自变量 x 取值较小时,第二类修正 Bessel 函数 $K_\nu(x)$ 的值会很大,而当自变量取值较大时,第一类修正 Bessel 函数 $I_\nu(x)$ 的值又将会很大,所以,当利用包含两种类型的修正 Bessel 函数的概率分布进行拟合计算时,通常准确性会较差,特别是数据格式的精度较低时则越明显.再者,实际情况下,式(4)中的 $n\xi$ 通常又会是一个较大的值.为此,可根据第一类和第二类修正 Bessel 函数的渐近展开表达式^[22],推得

$$p(\xi) = \frac{\alpha_0 n^n}{\Gamma(n)} (\alpha_0 \xi)^{n-1} \exp(-n\alpha_0 \xi), \alpha_0, n, \xi > 0 \quad (5)$$

其中, $\alpha_0 = 2/(1+\rho)$. 式(5)即为均匀区域环境下干涉图幅度所服从的分布,称之为扩展 Gamma 分布,简记为 E-Gamma 分布.

2.2 E-G⁰ 分布

对于森林、耕作过的农地等这类不均匀区域,它们的 RCS 具有一定的起伏,此时如若利用均匀区域的干涉图幅度分布(即 E-Gamma 分布)对不均匀区域的幅度数据进行拟合时,会表现出较大的偏差.为此,引入乘积模型^[16],即 $Y_i = A_i X_i, i = 1, 2$. 其中, A_i 代表地物后向散射 RCS 幅度分量, $X_i \sim \mathcal{N}^0(0, 1)$, 表示斑点噪声分量, i 为第 i 个独立接收通道.

实际中,对于整个不均匀区域而言 RCS 是起伏的,但是相邻的几个分辨单元的 RCS 通常可认为具有恒定值.也就是说,当利用邻域窗口来构造采样协方差矩阵时,可假设场景的 RCS 起伏长度大于或等于邻域窗口的宽度,场景有相对较长的相关性,从而邻域窗口内的地物后向散射 RCS 可认为是恒定的.同时,假设两通道能量平衡,从而不均匀环境下干涉图幅度可表示为 $\Xi = A^2 \xi = W\xi$. 鉴于逆方根 Gamma 分布的广泛建模能

力,假设 A 服从逆方根 Gamma 分布.

至此,在乘积模型框架下,以均匀环境下的 E-Gamma 分布为基础,结合逆 Gamma 分布,得到不均匀区域环境下干涉图幅度 Ξ 的概率分布为

$$p(\Xi) \times \frac{\alpha_0 - n^n \gamma^{-\alpha} \Gamma(n - \alpha)}{\Gamma(n) \Gamma(-\alpha)} \frac{(\alpha_0 \Xi)^{n-1}}{(\gamma + n\alpha_0 \Xi)^{n-\alpha}},$$

$$\alpha_0, -\alpha, \gamma, n, \Xi > 0 \quad (6)$$

把式(6)称为扩展 G^0 分布,简记为 E- G^0 分布.其中, α 为形状参数,本质上反映了被测区域的均匀度, $-\alpha \in (0, \infty)$ 表明该分布可以覆盖均匀度变化下的广泛区域的建模问题; γ 为尺度参数,与被测区域的平均能量有关.

2.3 E-G 分布

对于城区等极度不均匀场景,其含有多种的异质成分,直方图拖尾严重.此时理论上,如若去除分布参数估计的影响因素,即使利用建模能力较强的 E- G^0 分布也无法实现该条件下干涉图幅度数据的高精度拟合.为此,通过牺牲一定的计算复杂度,引入建模能力更强的广义逆 Gauss 方根分布^[15]来对极度不均匀区域的 RCS 幅度分量进行建模.根据学者 Muller 等人^[15,17]的观点,“一般意义而言,表征地物 RCS 起伏特性的后向散射强度应由两部分组成,即由服从 Gamma 分布的规则散射部分和服从逆 Gamma 分布的奇异散射部分组成”,这说明广义逆 Gauss 分布能够对由规则散射部分和奇异散射部分构成的极度不均匀区域的 RCS 分量进行有效建模.

同 E- G^0 分布的推导过程类似,在乘积模型框架下,联合 E-Gamma 分布和广义逆 Gauss 分布,推导得到极度不均匀区域环境下干涉图幅度所服从的分布为

$$p(\Xi) = \frac{\alpha_0 n^n (\lambda/\gamma)^{\alpha/2}}{\Gamma(n) K_\alpha(2\sqrt{\lambda\gamma})} (\alpha_0 \Xi)^{n-1} \left(\frac{\lambda}{\gamma + n\alpha_0 \Xi} \right)^{(n-\alpha)/2}$$

$$\cdot K_{n-\alpha}(2\sqrt{\lambda(\gamma + n\alpha_0 \Xi)}), \alpha_0, -\alpha, \lambda, \gamma, n, \Xi > 0$$

$$(7)$$

把式(7)称之为扩展 G 分布,简记为 E-G 分布.其参数空间为

$$\begin{cases} \gamma > 0, \lambda \geq 0, & \text{if } \alpha < 0 \\ \gamma > 0, \lambda > 0, & \text{if } \alpha = 0 \\ \gamma \geq 0, \lambda > 0, & \text{if } \alpha > 0 \end{cases} \quad (8)$$

2.4 各分布之间的关系

图 1 给出了不同图像场景下新的干涉图幅度各分布之间的关系,由此可得出以下几点结论:

(1) 新的干涉图幅度各分布之间具有“向下兼容性”:由前面的推导过程可知,对于 E-G 分布,当其所含参数 $-\alpha, \gamma > 0$ 且 $\lambda \rightarrow 0$ 时,该分布依分布收敛于 E- G^0 分布; E- G^0 分布又依分布收敛于 E-Gamma 分布.也就是

说,极度不均匀区域环境下的干涉图幅度分布模型包含均匀区域、不均匀区域环境下对应分布的建模能力,同时不均匀区域环境下的分布模型又包含均匀区域对应分布的建模能力,即新的干涉图幅度分布模型族具有“向下兼容性”;

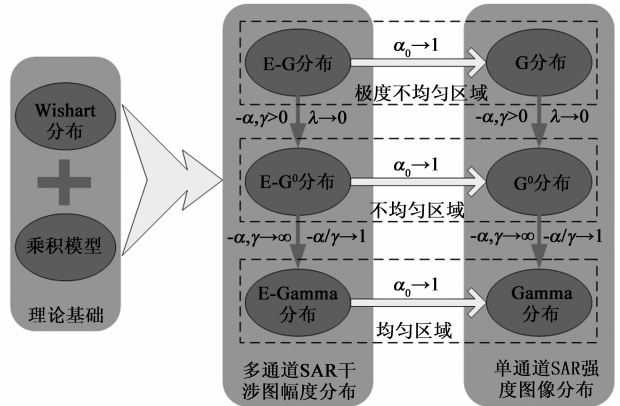


图 1 均匀区域、不均匀区域和极度不均匀区域环境下所提的干涉图幅度各分布之间的关系

(2) 新的干涉图幅度分布具有“通道兼容性”:此处的“通道兼容性”是指“对于用于描述多通道 SAR 干涉图幅度的分布模型,其包含单个通道 SAR 强度图像的分布模型”.对多通道 SAR 复图像而言,其中的任意两个通道数据都可获得对应的干涉图,在均匀区域、不均匀区域和极度不均匀区域等不同的场景下,该干涉图的幅度分布可分别利用 E-Gamma 分布、E- G^0 分布和 E-G 分布进行精确建模.当两通道图像完全相关时,即对应相关度参数 $\rho = 1$ 时,干涉图幅度变为单个通道的 SAR 强度图像,相应的 E-Gamma 分布、E- G^0 分布和 E-G 分布也分别简化为 Gamma 分布、 G^0 分布和 G 分布,这三个分布恰恰是对单通道 SAR 图像进行建模时应用最广泛的分布模型^[15,18].这不但印证了新的干涉图幅度分布模型推导的正确性,更重要的是,表明新的干涉图幅度分布具有“通道兼容性”.

3 基于 Mellin 变换的新模型参数估计

完成干涉图幅度的建模之后,实现各分布模型参数的精确估计成为新模型成功推广到实际应用中的核心问题.为此,通过分析 E-Gamma 分布、E- G^0 分布和 E-G 分布的建模原理,即“虽是以 Wishart 分布为基础,结合乘积模型发展而来,但本质上也可视为在乘积模型框架下,从相干斑模型出发由单通道扩展得到”的特点,发现采用 Mellin 变换对该模型族的参数估计具有独特的优势,因为当地物的 RCS 分量具有一定起伏时,以 Mellin 变换为基础的第二类型统计量可把相干斑噪声分量视为“Mellin 卷积”,可极大简化新干涉图幅度分布模型族的参数估计过程,并可获得与最优的最大似然

估计一致的参数估计性能^[23].

3.1 相关度参数的估计

在利用第二类型统计量对参数 $n, \alpha, \gamma, \lambda$ 进行估计之前,首先要对 E-Gamma 分布、E-G⁰ 分布和 E-G 分布所共有的相关度参数 ρ 进行估计.这主要是因为相关度表示的是两通道图像之间的一种固有关系,其估计值不随着分布模型的不同而变化.取

$$\hat{\rho} = \frac{1}{N} \sum_{m=1}^N \left[(1/n) \sum_{k=1}^n z_1(k) z_2(k)^* / \sqrt{E(|z_1|^2)E(|z_2|^2)} \right] \quad (9)$$

则该估计量是 ρ 的无偏估计量,从而,利用标准化的干涉图便可实现相关度的无偏估计.

式(9)是在均匀区域环境下推导得到的,对于不均匀区域和极度不均匀区域,在两通道被精确校准的前提下,由于邻域窗口内地物后向散射 RCS 是恒定的,从而地物后向散射分量被抵消,此时式所示的均匀区域的相关度估计量对于不均匀区域和极度不均匀区域仍然是有效的.

3.2 E-Gamma_MoLC

利用 Mellin 变换得到 E-Gamma 分布对应的第一个、第二个第二类型的特征函数分别为

$$\begin{cases} \phi_{EG}(s) = \left(\frac{1}{\alpha_0 n}\right)^{s-1} \frac{\Gamma(n+s-1)}{\Gamma(n)} \\ \zeta_{EG}(s) = (s-1) \ln\left(\frac{1}{\alpha_0 n}\right) + \ln\Gamma(n+s-1) - \ln\Gamma(n) \end{cases} \quad (10)$$

对 $\zeta_{EG}(s)$ 在 $s=1$ 处求其各阶导数,得到 E-Gamma 分布对应的对数累积量为

$$\begin{cases} \hat{c}_1 = -\ln(\alpha_0 n) + \Psi(n) \\ \hat{c}_k = \Psi(k-1, n), k \geq 2 \end{cases} \quad (11)$$

其中, $\Psi(\cdot)$ 表示普西函数(又称为 Digamma 函数,即对数 Gamma 函数的导数), $\Psi(k, \cdot)$ ($k=1, 2, \dots$) 表示 k 阶 Polygamma 函数(即 Digamma 函数的 k 阶导数), (k) 表示 k 阶导数.

设 x_1, x_2, \dots, x_N 为 N 个样本观察值,则样本对数累积量表示为

$$\begin{cases} \hat{c}_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\ln(x_i)] \\ \hat{c}_k = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [(\ln(x_i) - \hat{c}_1)^k], k \geq 2 \end{cases} \quad (12)$$

由式(12)、(11)容易得到 E-Gamma 分布中参数 n 的估计表达式为 $\Psi(\hat{n}) - \ln(\alpha_0 \hat{n}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\ln(x_i)]$, 将该式称之为 E-Gamma 分布参数的对数累积量估计器,简记为 E-Gamma_MoLC.

3.3 E-G⁰_MoLC

E-G⁰ 分布对应的对数累积量为

$$\begin{cases} \hat{c}_1 = \ln\left(\frac{\gamma}{\alpha_0 n}\right) + \Psi(n) - \Psi(-\alpha) \\ \hat{c}_k = \Psi(k-1, n) + (-1)^k \Psi(k-1, -\alpha), k \geq 2 \end{cases} \quad (13)$$

联合式(12)、(13),求得 E-G⁰ 分布参数 α, γ, n 的估计表达式为

$$\begin{cases} \ln(\hat{\gamma}/(\alpha_0 \hat{n})) + \Psi(\hat{n}) - \Psi(-\hat{\alpha}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\ln(x_i)] \\ \Psi(1, \hat{n}) + \Psi(1, -\hat{\alpha}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\ln(x_i) - \hat{c}_1)^2 \\ \Psi(2, \hat{n}) - \Psi(2, -\hat{\alpha}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [(\ln(x_i) - \hat{c}_1)^3] \end{cases} \quad (14)$$

把式(14)称为 E-G⁰ 分布参数的对数累积量估计器,简记为 E-G⁰_MoLC.

3.4 E-G_MoLC

E-G 分布对应的第一个、第二个第二类型的特征函数分别为

$$\begin{cases} \phi_{EG}(s) = \left[\frac{\gamma}{(\alpha_0 n)^2 \lambda}\right]^{(s-1)/2} \cdot \frac{K_{\alpha+s-1}(2\sqrt{\gamma\lambda})\Gamma(n+s-1)}{K_{\alpha}(2\sqrt{\gamma\lambda})\Gamma(n)} \\ \zeta_{EG}(s) = \frac{(s-1)}{2} \ln\left(\frac{\gamma}{(\alpha_0 n)^2 \lambda}\right) + \ln K_{\alpha+s-1}(2\sqrt{\gamma\lambda}) \\ \quad + \ln\Gamma(n+s-1) - \ln K_{\alpha}(2\sqrt{\gamma\lambda}) - \ln\Gamma(n) \end{cases} \quad (15)$$

令 $W = \int_0^{\infty} x^{\alpha+s-2} \exp\left(-\frac{\gamma}{x} - \lambda x\right) dx$, 定义

$$\begin{aligned} \Omega(k; \alpha, \gamma, \lambda) &= \left. \frac{\partial^k W(s)}{\partial s^k} \right|_{s=1} \\ &= \int_0^{\infty} (\ln x)^k x^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\gamma}{x} - \lambda x\right) dx, \\ & \quad k=0, 1, 2, \dots \end{aligned} \quad (16)$$

简记为 $\Omega(k)$. 特别地, $\Omega(0) = 2(\gamma/\lambda)^{\alpha/2} K_{\alpha}(2\sqrt{\gamma\lambda})$. 同时, $\Omega(k)$ 的导数定义为

$$\begin{aligned} [\Omega(k)]' &= \left. \frac{\partial^{k+1} W}{\partial s^{k+1}} \right|_{s=1} \\ &= \int_0^{\infty} (\ln x)^{k+1} x^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\gamma}{x} - \lambda x\right) dx, \\ & \quad k=0, 1, 2, \dots \end{aligned} \quad (17)$$

容易证明,在 $\Omega(k)$ 与 $\Omega(k+1)$ 之间满足如下关系

$$\begin{cases} \Omega(k+1) = [\Omega(k)]' \\ \left[\frac{\Omega(k+1)}{\Omega(k)} \right]' = \frac{\Omega(k)\Omega(k+2) - \Omega^2(k+1)}{\Omega^2(k)}, \\ \quad k=0, 1, 2, \dots \end{cases} \quad (18)$$

从而,根据式给出的 $\Omega(k)$ 的递推关系,得到 E-G 分布

对应的对数累积量为

$$\begin{cases} \hat{c}_1 = -\ln(\alpha_0 n) + \Omega(1)\Omega^{-1}(0) + \Psi(n) \\ \hat{c}_k = [\Omega(1)\Omega^{-1}(0)]^{(k-1)} + \Psi(k-1, n), k=2,3,\dots \end{cases} \quad (19)$$

结合式(12)和(19)最终得到 E-G 分布参数 $\alpha, \lambda, \gamma, n$ 的估计表达式为

$$\begin{cases} -\ln(\alpha_0 n) + \Omega(1)\Omega^{-1}(0) + \Psi(n) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\ln(x_i)] \\ [\Omega(1)\Omega^{-1}(0)]' + \Psi(1, n) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [(\ln(x_i) - \hat{c}_1)^2] \\ [\Omega(1)\Omega^{-1}(0)]'' + \Psi(2, n) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [(\ln(x_i) - \hat{c}_1)^3] \\ [\Omega(1)\Omega^{-1}(0)]''' + \Psi(3, n) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [(\ln(x_i) - \hat{c}_1)^4] \end{cases} \quad (20)$$

把式(20)称为 E-G 分布参数的对数累积量估计器,简记为 E-G_MoLC.

E-Gamma_MoLC、E-G⁰_MoLC 和 E-G_MoLC 的参数估计性能分析同文献[23],在此不再赘述.

4 实验结果及性能分析

4.1 实验数据说明

实验采用具有代表性的一幅双通道星载 SAR 图像,由加拿大遥感中心(DR&DC)发射的 RADARSAT-2 获取的 San Francisco 海湾地区 C 波段的双通道星载 SAR 图像(如图 2 所示),分辨率为 $8\text{m} \times 8\text{m}$,图像大小为 2820×6640 .为了便于对不同区域环境下干涉图幅度的不同分布(即 E-Gamma 分布、E-G⁰ 分布和 E-G 分布)进行典型性分析,本文按照区域地表植被的覆盖类型和均匀性从图 2 所示的星载 SAR 图像中截取了几种典型的自然场景和人造场景区域(分别标号为 1~4),它们基本能反映对干涉图幅度进行统计建模时可能面临的地物类型.

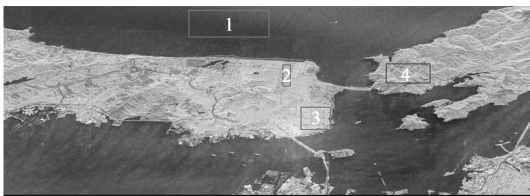


图2 RADARSAT-2获取的San Francisco海湾地区星载SAR伪彩色图像

4.2 新的干涉图幅度分布模型族的拟合性能分析

图 3~5 分别给出了图 2 中标注的前三个具有不同地物类型的区域分别采用 E-Gamma 分布、E-G⁰ 分布和 E-G 分布进行拟合的结果,各分布的参数估计都是利用基于 Mellin 变换获取的新估计器完成.为了更清楚地说明所提干涉图分布模型族以及对应参数估计器的有效

性,与目前性能最好的 Gierull 等人提出的干涉图分布模型及对应的参数估计器(即矩估计器)进行对比分析,(也标注在图 3~5 中,其中,为了简洁表示,1-分布代表均匀区域环境下 Gierull 等人提出的干涉图幅度分布,2-分布代表不均匀环境下 Gierull 等人提出的干涉图幅度分布,扩展 2-分布代表在不均匀区域对应的分布基础上通过引入一个扩展因子,以亟待实现极度不均匀环境下的干涉图幅度建模的分布模型).

直观上,由图 35 容易得出以下几点结论:

(1)当利用均匀区域环境下干涉图幅度所服从的 E-Gamma 分布、1-分布分别拟合均匀海域、不均匀的公园区域和极度不均匀的城区时(如图 3 所示),两个分布模型都能够实现较高精度的均匀海域拟合,相比而言,由于 E-Gamma_MoLC 能够获得更高的参数估计精度从而使 E-Gamma 分布比 1-分布具有更强的拟合能力,证明了 E-Gamma 分布及对应的 E-Gamma_MoLC 是有效的,其不但形式更加简单,对干涉图幅度数据的拟合精度反而更高.对于不均匀度逐渐增加的公园和城区,E-Gamma 分布和 1-分布的拟合精度都较低,说明它们都不能解决不均匀区域和极度不均匀区域对应的干涉图幅度的精确建模问题,拟合能力具有较大的局限性.因此,在 E-Gamma 分布的基础上,利用乘积模型推导能够对不均匀度较高的区域对应的干涉图进行精确建模的 E-G⁰ 分布和 E-G 分布是非常有必要的.

(2)与 E-Gamma 分布相比,在其基础上结合乘积模型,推导得到的不均匀区域环境下干涉图幅度所服从的 E-G⁰ 分布的建模能力则大大增强.具体地说,E-G⁰ 分布不但能够对均匀的海域、不均匀的公园区域实现高精度拟合,甚至对极度不均匀的城区的拟合精度也达到了相当的程度(如图 4 实线所示),这充分证明了 E-G⁰ 分布及对应的 E-G⁰_MoLC 的有效性,它具有均匀度变化下的广泛区域对应的干涉图幅度数据的精确建模能力.

对于 Gierull 等人提出的 2-分布,其对于均匀海域和不均匀的公园区域对应的干涉图还具有不错的拟合能力,但对于极度不均匀的城区的拟合精度却较差(如图 4 虚线所示).相比而言,基于 E-G⁰_MoLC 的 E-G⁰ 分布比 2-分布在不同场景环境下都具有更高的拟合精度,即使是扩展 2-分布(如图 4 点划线所示),在拟合极度不均匀的城区对应的干涉图时,其拟合能力也不如 E-G⁰ 分布.说明 Gierull 等人提出的干涉图幅度模型的完整性还较差,突出表现为对极度不均匀区域的建模能力不足.

(3)理论上,E-G 分布比 E-G⁰ 分布具有更强、更广泛的场景区域建模能力,突出表现为能够实现极度不均匀区域的更高精度拟合,这在拟合三种典型的区域

的实验验证中得到了证明(如图 5 所示).换句话说, E-G 分布能够全面实现均匀海域、不均匀公园区域和极度不均匀城区对应的干涉图幅度数据的高精度拟合,表明了该分布及对应的 E-G_MoLC 的有效性以及其极强的建模能力.但是,需要指出的是,与 E-G⁰ 分布相比, E-G 分布的参数估计复杂度明显增加,此时拟合精度的改

善是以计算复杂度为代价的.

(4)综合来看,相比 Gierull 等人提出的干涉图分布模型,本文所提的分布模型族及对应的参数估计器不但形式更加简单,完整性也更强,能够实现均匀度变化下的广泛区域的高精度拟合.

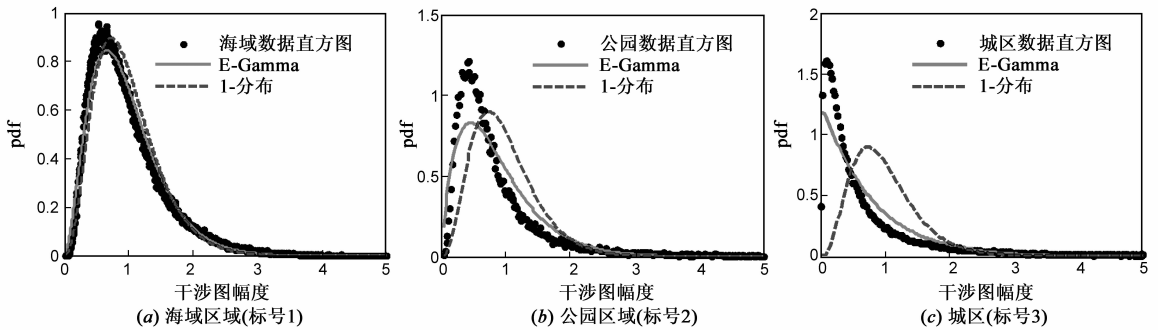


图3 图2中所标注的典型地物区域直方图和对应的干涉图幅度服从的E-Gamma分布、1-分布

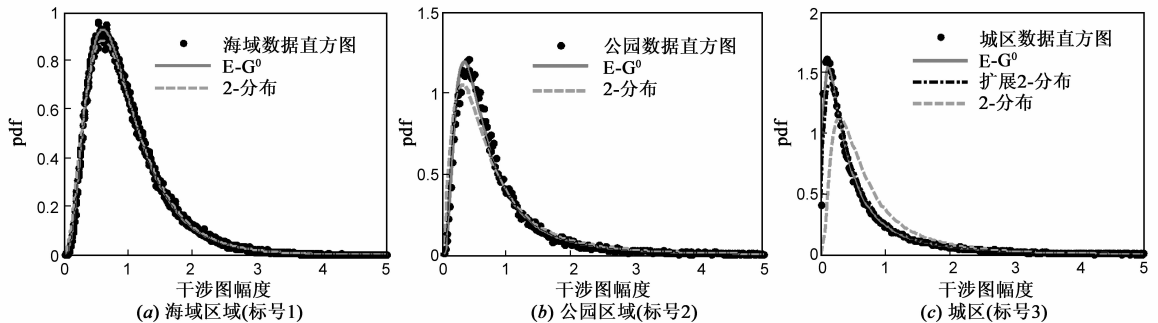


图4 图2中所标注的典型地物区域直方图和对应的干涉图幅度服从的E-G⁰分布、2-分布以及扩展2-分布

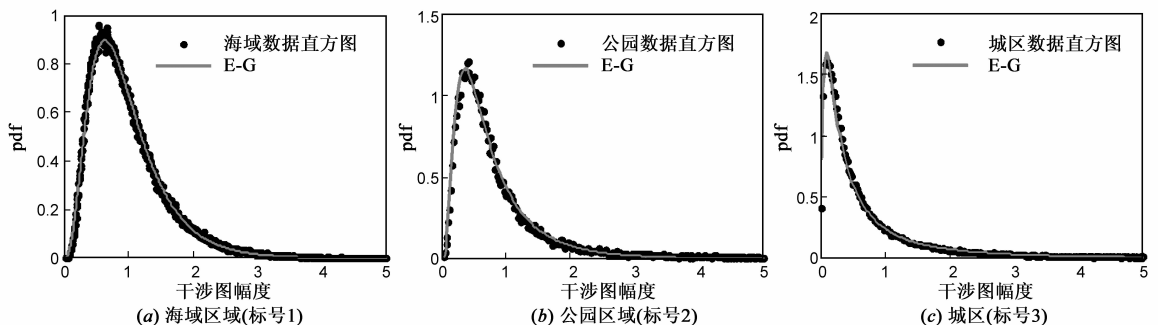


图5 图2中所标注的典型地物区域直方图和对应的干涉图幅度服从的E-G分布

为了定量评估不同环境下干涉图幅度各分布的拟合性能,本文采用KL度量、MSE度量和K-S检验作为定量评估准则,对 E-Gamma 分布、E-G⁰ 分布和 E-G 分布的拟合能力进行定量分析.

首先,对图 2 中标注的均匀的海域采用 E-Gamma 分布与 1-分布进行拟合、不均匀的公园采用 E-G⁰ 分布与 2-分布进行拟合、极度不均匀的城区利用 E-G⁰ 分布与扩展 2-分布进行拟合时对应的拟合优度统计量 KL、KS 和 MSE 的值如图 6 所示.图中清楚地表明:

(1)对于均匀的海域, E-Gamma 分布对应的各拟合优度值比 1-分布的都要小(如图 6(a)所示),定量说明

E-Gamma 分布形式的简化并未造成拟合能力的下降,以 E-Gamma_MoLC 为基础的 E-Gamma 分布反而比 Gierull 等人提出的复杂 1-分布具有更高的拟合精度.

(2)对于不均匀的公园和极度不均匀的城区, E-G⁰ 分布对应的 KL 值、KS 值和 MSE 值比 2-分布和扩展 2-分布的又都要小(如图 6(b)和(c)所示),说明 Gierull 等人提出的不均匀区域、甚至极度不均匀区域环境下对应的干涉图分布模型的建模能力都弱于基于 E-G⁰_MoLC 的 E-G⁰ 分布,进一步体现出 Gierull 等人提出的干涉图分布模型对不均匀度不断升高的区域对应的干涉图的拟合拓展能力较差,完整性不足.

总而言之,实验结果表明本文提出的均匀区域、不均匀区域和极度不均匀区域环境下干涉图幅度分别所服从的 E-Gamma 分布、E-G⁰ 分布和 E-G 分布不但形式简单,且完整性好,具有匀度变化下的广泛区域对应的

干涉图幅度的精确建模能力.相应的各估计器 E-Gamma_MoLC、E-G⁰_MoLC 和 E-G_MoLC 也能快速、准确的得到各参数估计值,有效保证了新分布模型族的拟合精度.

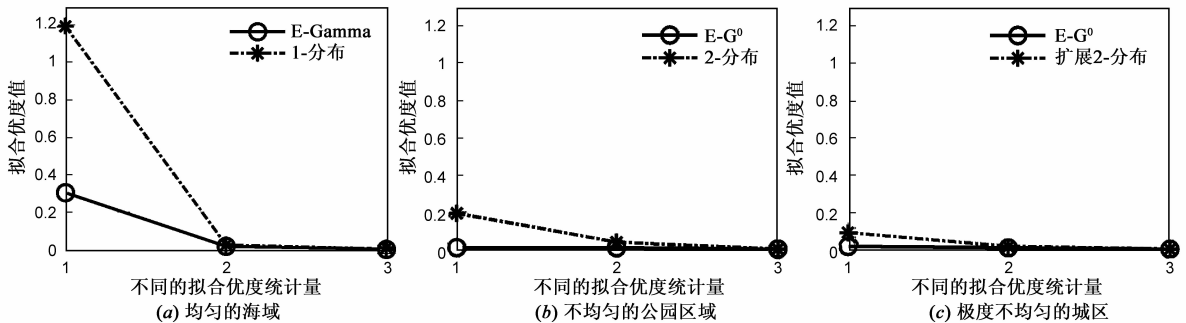


图6 不同环境下新的干涉图分布模型族与Gierull等人所提的分布模型对应的拟合优度值(依次为KL、KS和MSE)对比

5 结论

新的干涉图幅度分布模型族的建立,解决了均匀度变化下的广泛区域对应的干涉图幅度数据的精确建模问题,并把以相干斑模型和乘积模型为基础发展而来的单通道 SAR 图像统计建模家族扩展到多通道领域,实现了单通道 SAR 图像建模理论到多通道 SAR 干涉图幅度建模的拓展与统一.基于 Mellin 变换的各分布模型对应的参数估计器能够快速、准确地迭代出各分布所含参数的估计值,从而保证了新分布模型族的实用性.对于 E-G 分布的简化计算方面,是今后值得今后探讨的问题.

参考文献

- [1] H Steyskal, J K Schindler, P Franchi, et al. Pattern synthesis for TechSat21-a distributed space-based radar system [J]. IEEE Antennas and Propagation Magazine, 2003, 45(4): 19 - 25.
- [2] C Livingstone, A Thompson. The moving object detection experiment on RADARSAT-2 [J]. Can J Remote Sens, 2004, 30(3): 355 - 368.
- [3] APSAR2007. 2007 1st Asian and Pacific Conference on Synthetic Aperture Radar Proceedings [C]. Huangshan, China, 2007.
- [4] C J Oliver, S Quegan. Understanding Synthetic Aperture Radar Images [M]. Boston: Artech House, 1998.
- [5] J S Lee, K W Hoppel, S A Mango, et al. Intensity and phase statistics of multilook polarimetric and interferometric SAR imagery [J]. IEEE Transactions, 1994, GRS-32(5): 1017 - 1028.
- [6] G Ferraiuolo, G Poggi. A Bayesian filtering technique for SAR interferometric phase fields [J]. IEEE Transactions, 2004, IP-13(10): 1368 - 1378.
- [7] D C Maori, J Klare, A R Brenner, et al. Wide-area traffic monitoring with the SAR/GMTI system PAMIR [J]. IEEE Transactions, 2008, GRS-46(10): 3019 - 3030.
- [8] T Wang, Z Bao, Z H Zhang, et al. Improving coherence of complex image pairs obtained by along-track bistatic SARs using range-azimuth prefiltering [J]. IEEE Transactions, 2008, GRS-46(1): 3 - 13.
- [9] E Chapin, C W Chen. Along-track interferometry for ground moving target indication [J]. IEEE A&E Systems Magazine, 2008, 23(6): 19 - 24.
- [10] N R Goodman. Statistical analysis based on a certain multivariate complex gaussian distribution (an introduction) [J]. Annals of Mathematical Statistics, 1963, 34(1): 152 - 177.
- [11] C H Gierull. Statistical analysis of multilook SAR interferograms for CFAR detection of ground moving targets [J]. IEEE Transactions, 2004, GRS-42(4): 691 - 701.
- [12] C H Gierull, I C Sikaneta. Estimating the effective number of looks in interferometric SAR data [J]. IEEE Transactions, 2002, GRS-40(8): 1733 - 1742.
- [13] I C Sikaneta. Proposal: detection of ground moving objects with synthetic aperture radar [D]. University of Ottawa, 2002.
- [14] R Abdelfattah, J M Nicolas. Interferometric SAR coherence magnitude estimation using second kind statistics [J]. IEEE Transactions, 2006, GRS-44(7): 1942 - 1953.
- [15] A C Frery, H J Muller, C F Yanasse, et al. A model for extremely heterogeneous clutter [J]. IEEE Transactions, 1997, GRS-35(3): 648 - 659.
- [16] K D Ward. Compound representation of high resolution sea clutter [J]. Electron Lett, 1981, 7: 561 - 565.
- [17] H J Muller. Modeling of extremely heterogeneous radar backscatter [A]. In: Proc. of the IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium (IGARSS'97) [C]. Singapore, 1997, 4: 1603 - 1605.
- [18] 高贵. SAR 图像目标 ROI 自动获取技术研究 [D]. 湖南长沙: 国防科技大学, 2007, 56 - 82.

Gao Gui. The research on automatic acquirement of target's ROI from SAR imagery [J]. Changsha, Hunan: National University of Defense Technology, 2007, 56 – 82. (in Chinese)

- [19] M D DeVore. Analytical performance evaluation of SAR ATR with inaccurate or estimated models[A]. Proc of the SPIE on Algorithms for Synthetic Aperture Radar Imagery[C]. Orlando, Florida, USA, 2004, 5427: 407 – 417.
- [20] C Tison, J M Nicolas, F Tupin, et al. A new statistical model for Markovian classification of urban areas in high-resolution SAR images [J]. IEEE Transactions, 2004, GRS-42 (10): 2046 – 2057.
- [21] M D DeVore, J A O' Sullivan. Quantitative statistical assessment of conditional models for synthetic aperture radar [J]. IEEE Transactions, 2004, IP-13(2): 113 – 124.
- [22] I S Gradshteyn, I M Ryzhik. Table of Integrals, Series, and Products, 7 ed [M]. San Diego, CA: Academic Press, 2007.
- [23] 时公涛, 赵凌君, 桂琳, 等. 基于 Mellin 变换的 K 分布参数估计新方法 [J]. 电子学报, 2010, 38(9): 2083 – 2089. Shi Gong-tao, Gao Gui, Zhou Xiao-guang, et al. A novel parameter estimation method for the K distribution [J]. Acta Electronica Sinica, 2010, 38(9): 2083 – 2089. (in Chinese)
- [24] R Touzi, A Lopes, J Bruniquel, et al. Coherence estimation for SAR imagery [J]. IEEE Transactions, 1999, GRS-37(1): 135 – 149.

作者简介



时公涛 男, 1980 年生于山东新泰. 博士研究生, 空军装备研究院情报所工程师. 主要从事遥感信息处理、卫星应用等方面的研究工作, 发表论文 20 余篇.

E-mail: shigongtao@sina.com



陈涛 男, 1978 年生于湖北武汉. 博士研究生, 空军装备研究院情报所高级工程师. 主要从事遥感信息处理、卫星应用等方面的工作, 发表论文 10 余篇.

E-mail: ctatkd@yahoo.com.cn



陈东 男, 博士后, 高级工程师, 空军装备研究院某所科技处处长, 享受国务院政府特殊津贴, 全军创新人才工程学科拔尖人才培养对象, 国家 863 专家库专家, 国家自然科学基金评审专家, 北京市海淀区科委项目评审专家. 主要研究方向: 遥感图像处理、自动目标识别、神经网络等.