

文章编号: 2095-4980(2021)05-0916-06

X 波段小擦地角海杂波 WW 分布建模

杨斌^{1,2}, 黄默^{1,3}, 王长元¹, 张圆圆¹, 段涛^{*1}

(1.中国科学院微电子研究所, 北京 100029; 2.中国科学院大学, 北京 100049; 3.中国科学院大学微电子学院, 北京 100049)

摘要: 为了更好地描述 X 波段小擦地角海杂波建模中出现的重拖尾现象, 研究 WW 分布建模方法及其统计特性, 进而改善统计分布模型对海杂波数据的拟合效果。基于 X 波段海杂波实测数据, 分析在不同海况和极化方式下两重韦布尔(WW)分布对海杂波实测数据的拟合效果。通过其与韦布尔分布、对数正态分布、K 分布等统计分布模型拟合优度检验的对比, 表明 WW 分布可以很好地拟合具有重拖尾现象的海杂波数据。此外, WW 分布能够在不同极化域内准确地描述海杂波的统计特性, 具有较好的海杂波幅度分布统计建模能力。

关键词: 海杂波; WW 分布; 小擦地角; 拟合优度; 统计建模

中图分类号: TN957

文献标志码: A

doi: 10.11805/TKYDA2020079

WW distribution modeling of X-band sea clutter with low grazing angle

YANG Bin^{1,2}, HUANG Mo^{1,3}, WANG Changyuan¹, ZHANG Yuanyuan¹, DUAN Tao^{*1}

(1.Institute of Microelectronics, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100029, China; 2.University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China; 3.School of Microelectronics, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China)

Abstract: A Weibull-Weibull(WW) distribution modeling method and its statistical characteristics are studied in order to better describe the heavy tailing phenomenon that occurs in the modeling of X-band sea clutter with low grazing angles. The fitting effect of the statistical distribution model on sea clutter data is improved. Based on the measured data of X-band sea clutter, the fitting effect of WW distribution on measured sea clutter data under different sea conditions and polarizations is analyzed. The comparison with the goodness-of-fit test of statistical distribution models such as Weibull distribution, Lognormal distribution, and K distribution shows that the WW distribution can well fit sea clutter data with heavy tailing. In addition, the WW distribution can accurately describe the statistical characteristics of sea clutter in different polarization domains, and has strong statistical modeling ability for sea clutter amplitude distribution.

Keywords: sea clutter; WW distribution; low grazing angle; goodness-of-fit; statistical modeling

海杂波幅度的统计概率密度分布模型能够反映海杂波幅度起伏特性, 准确的幅度特性建模是海事雷达恒虚警检测算法设计的基础^[1-2]。当雷达工作在高分辨、小擦地角模式时, 海杂波重拖尾现象的产生主要由海面散射中的海尖峰分量引起。海杂波幅度分布模型对海尖峰现象准确描述, 有助于提高具有重拖尾现象的海杂波数据的拟合精确度。常用于海杂波幅度分布拟合的模型有瑞利分布、对数正态分布、韦布尔分布和 K 分布等^[3-4], 其在拟合重拖尾海杂波数据时效果不佳。因此有相关研究学者提出了 KA 分布、两重 K(KK)分布、两重韦布尔(WW)分布等混合分布建模方法^[5-6], 用于拟合重拖尾现象比较明显的海杂波数据。KA 分布模型最早应用于海杂波的统计建模, 文献[7]将 KA 模型应用于重拖尾海杂波数据的拟合, 由于该分布不存在闭合的表达式, 故为其进一步的应用带来很多问题。文献[8-9]分别将 KK 分布应用于中等擦地角和大擦地角下的海尖峰检测中, 取得较好的效果。目前国内外关于 WW 分布海杂波建模应用的文献较少。WW 分布由两个单一点统计量的韦布尔分布按比例混合而成, 将海杂波布拉格/白浪散射分量和海尖峰分量均建模为韦布尔分布, 不仅具有更简单的数学形式, 也降低了分布模型参数估计的复杂性。

收稿日期: 2020-03-02; 修回日期: 2020-04-01

基金项目: 近地面探测技术重点实验室基金资助项目(TCGZ2018A001)

*通信作者: 段涛 email:duantao@ime.ac.cn

本文通过 WW 分布统计特性及参数估计方法的分析，基于两组 X 波段小擦地角海杂波实测数据的拟合效果，证明 WW 分布模型对海杂波幅度分布的建模能力。通过其与现有模型在不同海况和极化方式下海杂波数据拟合结果的对比分析可知，相比于韦布尔分布、对数正态分布和 K 分布等模型，WW 分布模型在拟合重拖尾海杂波数据时效果更好。因此 WW 分布模型在高分辨、小擦地角海事雷达目标检测应用上具有较明显的优势。

1 WW 分布

海面回波主要由大量基本散射体和少数强回波的散射贡献组成，其中基本散射体(即布拉格/白浪散射体)产生的回波信号是海杂波的主要组成部分，而少数强回波(离散尖峰)由海面的破碎波引起。基于 KA 分布建模的思想^[10]，Y H Dong 提出采用 WW 分布改善拖尾区域杂波数据的拟合效果。WW 分布将布拉格/白浪散射体和离散海尖峰分量进行韦布尔分布建模，同时将两杂波模型进行加权求和，可得 WW 分布的概率密度函数为：

$$f_{WW}(x) = (1-k)f_{w1}(x; \alpha_1, \beta_1) + kf_{w2}(x; \alpha_2, \beta_2) = (1-k) \left(\frac{\alpha_1}{\beta_1} \right) \left(\frac{x}{\beta_1} \right)^{\alpha_1-1} \exp \left(- \left(\frac{x}{\beta_1} \right)^{\alpha_1} \right) + k \left(\frac{\alpha_2}{\beta_2} \right) \left(\frac{x}{\beta_2} \right)^{\alpha_2-1} \exp \left(- \left(\frac{x}{\beta_2} \right)^{\alpha_2} \right) \quad (1)$$

$$\rho = \left[\beta_1^2 \Gamma(1+2/\alpha_1) \right] / \left[\beta_2^2 \Gamma(1+2/\alpha_2) \right] \quad (2)$$

式中： f_{w1} 和 f_{w2} 分别代表布拉格/白浪和海尖峰的概率密度函数； k 代表两个分量在 WW 分布中的权重， k 值越大表明杂波尖峰分量越大。式(2)中 ρ 表示 WW 分布中两个韦布尔分布平均强度之比。分布模型中的权重因子 k 和 ρ 共同决定尖峰分量，如果 $k=0$ 或者 $\rho=1$ ，则 WW 分布退化为单一韦布尔分布。由 WW 分布与韦布尔分布的 1-CDF 曲线对比结果可知(图 1)：两分布在拖尾区域的差异主要受参数 k 和 ρ 的控制， ρ 主要控制 WW 分布偏离韦布尔分布的程度，而 k 对偏离程度和偏离位置均有影响。 k 值越大，WW 分布的拖尾现象越明显，通常 k 取值在 0.2 以内就足够描述各类海杂波的尖峰分量。平均强度 ρ 因为只影响偏离程度，所以其取值范围相对较宽。通过对参数 k 和 ρ 的设置，可以很好地实现对各类海杂波精确的拟合。

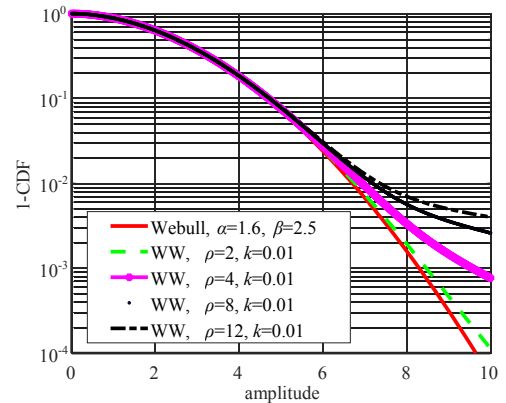
2 模型参数估计

构建准确高效的模型参数估计方法，有助于其更好地应用于数据统计特性的建模。WW 分布参数估计方法常用的有经验估计法^[11]和数值计算迭代法^[12]两种。WW 分布是一种混合分布的形式，可以将其权重因子作为隐藏变量参数，从而采用条件期望最大化(Expectation Constraint Maximization, ECM)算法或期望最大化(Expectation Maximization, EM)算法进行参数估计。

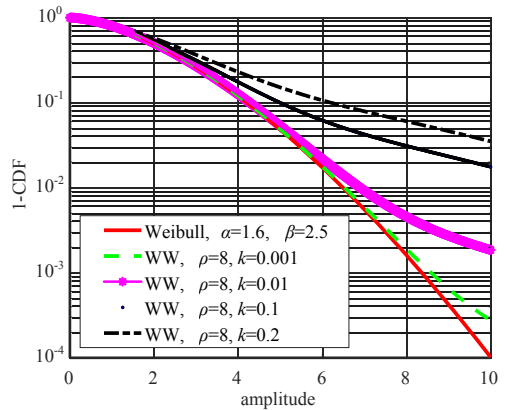
ECM 算法保留了 EM 算法的简单性和稳定性^[13]。在保持参数估计准确的前提下，ECM 算法与 EM 算法的区别在于将极大化步骤中参数方程的求解进行拆分。即在其余参数保持不变的条件下，求使期望达到最大时待求参数的值，然后再依次求解使期望最大化的其他参数，从而降低联立求解参数方程的复杂性。

在给定参数初始值 $\theta^{(0)} = (\alpha_1^{(0)}, \beta_1^{(0)}, \alpha_2^{(0)}, \beta_2^{(0)})$ 及 $k^{(0)}$ 的条件下，ECM 算法对 WW 分布参数估计的步骤如下：

1) 采用权重因子 k 作为隐含变量参数，引入示性函数 $I_i (=0,1)$ ， $i=1,2,\dots,N$ 。 $I_i=1$ 表示第 i 个数据 x_i 取自 f_{w1} ；若 $I_i=0$ ，则第 i 个数据 x_i 取自 f_{w2} 。结合公式(1)，可得如下似然函数：



(a) under different values of $\rho(k=0.01)$



(b) under different values of $k(\rho=8)$

Fig.1 WW and Weibull distributions under different parameters
图 1 不同参数下的 WW 分布与 Weibull 分布

$$\begin{cases} p(I_i = 1|x_i, \theta) = \frac{(1-k)f_{w1}(x_i)}{f_{ww}(x_i)} \\ p(I_i = 0|x_i, \theta) = \frac{kf_{w2}(x_i)}{f_{ww}(x_i)} \end{cases} \quad (3)$$

$$g(x_i, I_i; \theta) = [(1-k)f_{w1}(x_i)]^{I_i} [kf_{w2}(x_i)]^{1-I_i} \quad (4)$$

$$L(\theta|X, I) = \sum_{i=1}^N [\ln g(x_i, I_i; \theta)] \quad (5)$$

2) E 步中求期望, 假设 $\theta^{(m)}$ 表示第 m 次迭代解, 根据式(3)~(5)计算期望。

$$Q(\theta^{(m)}, \theta^{(m-1)}) = \sum_{i=1}^N E_{(I_i|x_i, \theta^{(m-1)})} [\ln g(x_i, I_i; \theta)] = \sum_{i=1}^N \left\{ \frac{(1-k)f_{w1}(x_i)}{f_{ww}(x_i)} \ln[(1-k)f_{w1}(x_i)] + \frac{kf_{w2}(x_i)}{f_{ww}(x_i)} \ln[kf_{w2}(x_i)] \right\} = \sum_{i=1}^N \left\{ h_{w1}^{(m-1)}(x_i) \ln[(1-k)f_{w1}(x_i)] + h_{w2}^{(m-1)}(x_i) \ln[kf_{w2}(x_i)] \right\} \quad (6)$$

3) M 步中极大化期望, 将期望关于各参数求导, 并令其等于 0 可得参数方程组, 该方程组的解即为此次迭代所求的参数值。

4) 保持其余参数为上一次的迭代值, 根据参数方程组求其中一个参数的值。WW 分布模型有 5 个待求参数, 所以将 M 步分解为 5 次条件极大化, 即取 $k=5$ 。

通过下列各式可求出各参数第 m 次迭代的值:

$$k^{(m)} = \frac{\sum_{i=1}^N h_{w2}^{(m-1)}(x_i)}{\sum_{i=1}^N (h_{w1}^{(m-1)}(x_i) + h_{w2}^{(m-1)}(x_i))} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h_{w2}^{(m-1)}(x_i) \quad (7)$$

$$\begin{cases} \gamma_1^{(m)} = \frac{\sum_{i=1}^N h_{w1}^{(m-1)}(x_i) x_i^{\alpha_1^{(m-1)}}}{\sum_{i=1}^N h_{w1}^{(m-1)}(x_i)} \\ \gamma_2^{(m)} = \frac{\sum_{i=1}^N h_{w2}^{(m-1)}(x_i) x_i^{\alpha_2^{(m-1)}}}{\sum_{i=1}^N h_{w2}^{(m-1)}(x_i)} \end{cases}, \gamma_i^{(m)} = \beta_i^{\alpha_i^{(m)}} (i=1,2) \quad (8)$$

$$f(\alpha_j) = \sum_{i=1}^n h_{wj}^{(m-1)}(x_i) + \alpha_j \sum_{i=1}^n h_{wj}^{(m-1)}(x_i) \ln x_i - \frac{\alpha_j}{\gamma_j^{(m)}} \sum_{i=1}^n h_{wj}^{(m-1)}(x_i) (x_i)^{\alpha_j} \ln x_i \quad (9)$$

$$\alpha_j^{(m)} = \alpha_j^{(m-1)} - f(\alpha_j^{(m-1)}) \left[\frac{\partial f(\alpha_j)}{\partial \alpha_j} \right]^{-1} \Big|_{\alpha_j = \alpha_j^{(m-1)}} \quad (10)$$

5) 通过对算法收敛条件的分析, 最后采用设定最大迭代次数的方式使算法终止, 一般迭代次数设置为 500 时可满足参数估计要求。采用 ECM 算法对 WW 分布进行参数估计的具体流程如图 2 所示。采用一组长度为 5 000 的 WW 分布随机序列验证 ECM 算法参数估计的有效性(图 3)。由图 3 可知, ECM 算法估计得到的 WW 分布能准确拟合仿真数据。

3 实测数据拟合分析

3.1 不同海况下的幅度特性拟合分析

海杂波的幅度分布类型受到海面粗糙程度的影响, 而海面的粗糙程度取决于海况等级。采用海军航空大学

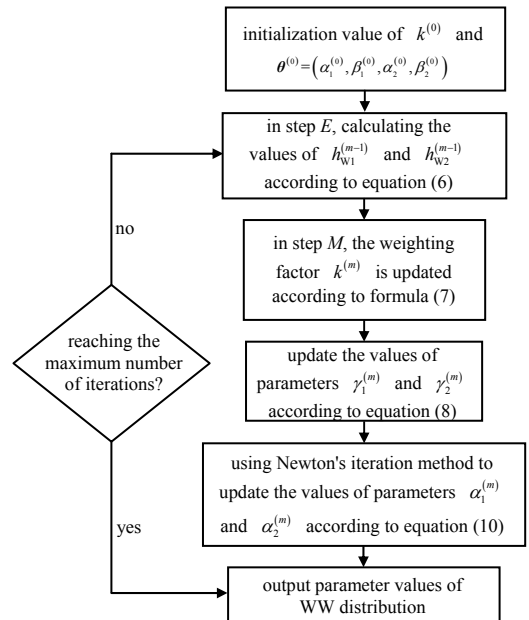


Fig.2 Flow of WW distribution parameter estimation
图 2 WW 分布参数估计流程图

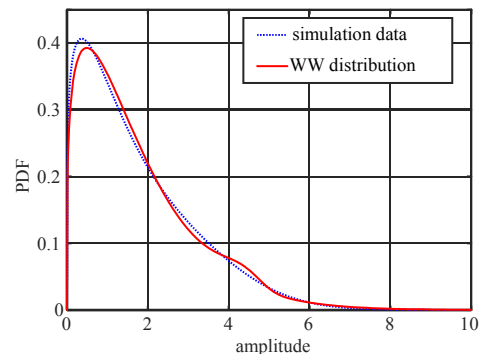
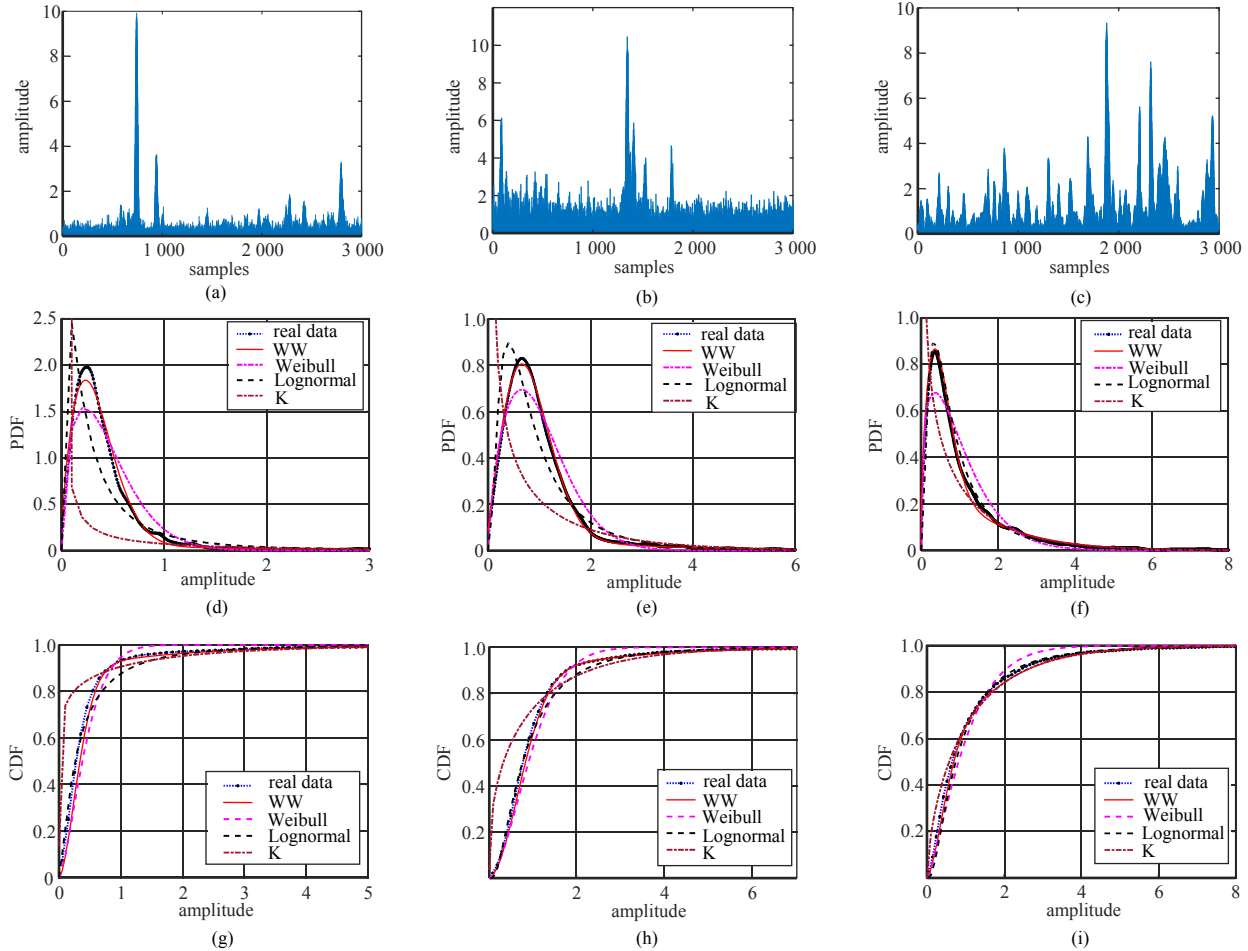


Fig.3 Fitting of WW distribution simulation data
图 3 WW 分布仿真数据拟合

的海杂波实测数据集^[14]，研究 WW 分布模型对不同海况下的海杂波数据的拟合效果。实验雷达的工作频段为 X 波段，采用 HH 极化方式，距离分辨力为 6 m，脉冲重复频率为 3 000 Hz。

选用的 20191112142219_01_scanning、201910121-10708_01_scanning 和 20191014020821_01_scanning 等三个海杂波数据文件，其对应的海况等级分别为 2、3 和 4 级。图 4 给出了三种海况下单个距离门的时序图，以及几种典型幅度分布模型的拟合结果。从图 4(a)~(b)可以看出，随着海况的升高，海杂波时序起伏变化的趋势增大。由图 4(d)~图 4(i)可知，采用 WW 分布对不同海况的海杂波数据进行拟合均表现出不错的效果，并且其拟合效果明显优于单一分布模型。在高海况的情况下，海杂波会出现重拖尾现象，单一分布的拟合效果变差(如图 4(c)和图 4(f))，混合分布模型 WW 分布的海尖峰分量能很好地描述海杂波的重拖尾特性。



(a)~(c): timing diagrams of 2-4 sea conditions; (d)~(f): fitting effect of PDF curve of each distribution under sea conditions of 2-4; (g)~(i): fitting effect of CDF curves of each distribution under sea conditions of 2-4

Fig.4 Fitting effect of various distributions on sea clutter amplitude under different sea conditions

图 4 各分布对不同海况下海杂波幅度的拟合效果

WW 分布模型的参数估计结果见表 1：WW 分布在不同海况下估计得到的参数有明显的差异，特别是在高海况的情况下，参数估计结果使得模型中海尖峰分量的占比增加，从而能较好地描述海杂波出现的拖尾现象。

表 1 不同海况下 WW 分布模型参数估计结果

Table1 Parameter estimation results of WW distribution model under different sea conditions

sea state rating	α_1	β_1	α_2	β_2	k
level 2	1.722 7	0.390 8	0.920 0	1.642 8	0.120 2
level 3	1.975 5	0.938 1	1.244 8	2.524 6	0.150 5
level 4	1.678 9	0.602 6	1.219 1	1.818 4	0.485 4

表 2 不同海况下各分布模型的拟合结果

Table2 Fitting results of various distribution models under different sea conditions

sea state rating	K-S test				MSD test			
	WW	Weibull	Lognormal	K	WW	Weibull	Lognormal	K
level 2	0.047 7	0.095 4	0.055 6	0.364 8	8.34×10^{-5}	0.001 4	0.003 9	0.077 0
level 3	0.053 6	0.098 8	0.085 2	0.142 9	2.73×10^{-4}	0.001 8	8.92×10^{-4}	0.023 2
level 4	0.105 7	0.154 1	0.073 8	0.631 8	8.81×10^{-6}	0.005 9	0.034 4	0.117 0

表 2 给出了各分布模型柯尔莫可洛夫-斯米洛夫(Kolmogorov-Smirnov, K-S)检验和均方差(Mean Squared Difference, MSD)检验的计算结果,从而定量分析 WW 分布对不同海况下海杂波数据的拟合效果。由表 2 可知,WW 分布杂波模型相比于单一分布统计模型,在拟合海杂波重拖尾特性时优势突出,且不会因海况等级的变化而出现大的波动,拟合效果稳定。

3.2 不同极化方式下的幅度特性拟合分析

采用 McMaster 大学的 IPIX 雷达实测数据^[15],实验雷达工作于 X 波段,中心频率为 9.39 GHz,距离分辨力为 30 m,每一个距离单元的脉冲数为 217(天线驻留时间为 131.072 s)。选用数据集中的第 310 号文件(19931118_162155_stareC0000),检验 WW 分布模型在不同极化方式下对海杂波的拟合效果,其中海杂波数据分别在 HH,HV,VH,VV 四种极化方式下获得。为观察各分布模型对海杂波的局部拟合效果,将海杂波的幅度范围分成 10 个区间段,然后利用分段均方差(Segmented Mean Square Difference, SMSD)检验量^[16]来验证各个分布模型的分段拟合效果(图 5)。由图 5 中的(a)与(d)可以看出,在 HH 和 VV 极化方式下,WW 分布模型对海杂波数据的分段拟合效果最好,这说明 WW 分布模型能很好地描述同向极化方式下海杂波数据的幅度分布特性。由各分布模型对实测数据概率密度函数(Probability Density Function, PDF)的拟合结果可知(图 5),WW 分布模型对四种不同极化方式下的海杂波数据进行分段拟合均取得较好的效果。单一韦布尔分布在整个极化域内对海杂波的幅度分布拟合效果均较差。K 分布在前几个区间段内的拟合效果不理想,在拟合拖尾区域时有所改进。对数正态分布在各拟合区间内变动范围较大,拟合效果不稳定。由上述分析可知,四种极化方式下 WW 分布的拟合效果最优,并且 WW 分布对海杂波数据的拟合效果不会因雷达系统极化方式的改变而产生较大起伏。相比于其他分布模型,WW 分布在全极化域内海杂波数据的拟合中,表现出更高的稳定性。

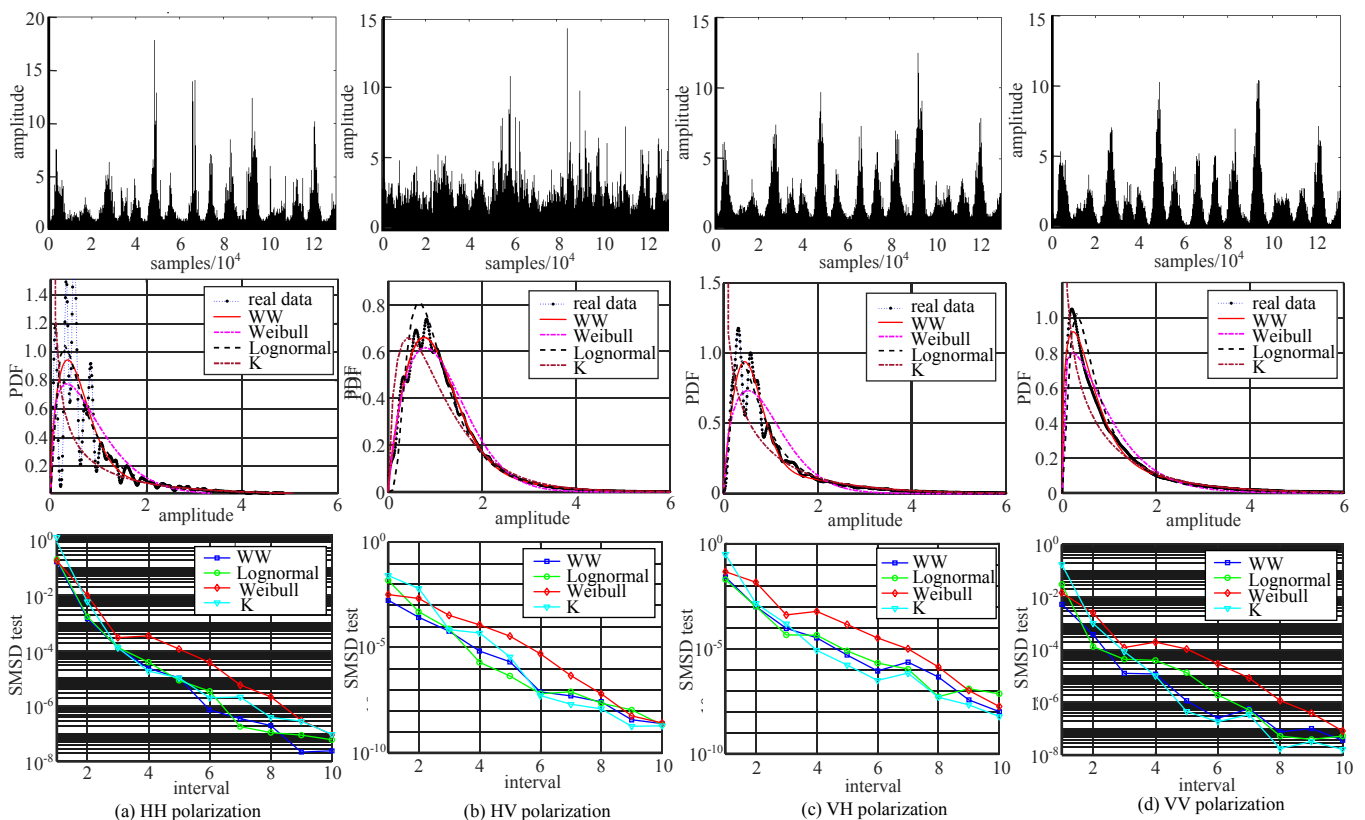


Fig.5 Comparison of amplitude fitting results of sea clutter data in different polarization modes

图 5 不同极化方式下海杂波数据幅度分布拟合结果对比

4 结论

研究 WW 分布对海杂波的统计建模方法,并对其特性进行分析,结果表明 WW 分布能很好地描述海杂波幅度分布特性中的重拖尾现象,对不同极化域的海杂波数据拟合效果稳定。采用两组 X 波段小擦地角海杂波实测数据,验证 WW 分布对海杂波的统计建模效果,结果表明 WW 分布对重拖尾区域的数据拟合效果优于传统的单一统计分布模型。相比于其他分布模型,WW 分布模型更适用于全极化域内海杂波数据的拟合。WW 分布

模型对实验所述各类海杂波的幅度分布特性进行精确的描述, 具有广泛的适用性。

研究结果可为对海监视雷达的恒虚警检测提供海杂波统计模型。对于海杂波幅度分布的统计建模而言, 本研究涉及的建模方法对其具有重要的参考价值。

参考文献:

- [1] YIN J P,CHRISTINE U,MARC S,et al. Radar target and moving clutter separation based on the low-rank matrix optimization[J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2018,56(8):4765–4780.
- [2] ZHOU W,XIE J H,LI G P,et al. Robust CFAR detector with weighted amplitude iteration in nonhomogeneous sea clutter[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2017,53(3):1520–1535.
- [3] XUE J,XU S W,LIU J,et al. Model for non-Gaussian sea clutter amplitudes using generalized inverse Gaussian texture[J]. IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters, 2018:1–5.
- [4] 许述文,王乐,曾威良,等. 逆伽马纹理复合高斯杂波参数的贝叶斯估计方法[J]. 太赫兹科学与电子信息学报, 2019,17(4):584–588. (XU Shuwen,WANG Le,ZENG Weiliang,et al. Bayesian estimation method for compound Gaussian clutter model with inverse Gamma texture[J]. Journal of Terahertz Science and Electronic Information Technology, 2019,17(4):584–588.)
- [5] SONG Jie,CAI Fuqing,LIU Hengyan,et al. SAR image detection of sea targets based on two-step CFAR detector of KK distribution[J]. The Journal of Engineering, 2019,10(19):5644–5647.
- [6] YU Han,SHUI Penglang,SHI Sainan,et al. Development of optimum coherent detection in compound-Gaussian sea clutter models[J]. Science & Technology Review, 2017,35(20):109–118.
- [7] LIU Hengyan,CUI Yaqi,XIONG Wei,et al. Application of a new distribution to high grazing angle sea-clutter[C]// 2018 21st International Conference on Information Fusion(FUSION). Cambridge:[s.n.], 2018:234–238.
- [8] ROSENBERG Luke. Persistent sea-spike detection in medium grazing angle X-band sea-clutter[C]// European Conference on Synthetic Aperture Radar. Nuremberg,Germany:VDE, 2012.
- [9] ROSENBERG Luke. Sea-spike detection in high grazing angle X-band sea-clutter[J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2013,51(8):4556–4562.
- [10] LIU Hengyan,SONG Jie,XIONG Wei,et al. Analysis of amplitude statistical and correlation characteristics of high grazing angle sea-clutter[J]. The Journal of Engineering, 2019,10(20):6829–6833.
- [11] WANG Jianing,XU Xiaojian. Numerical study of the statistical characteristics of range-resolved sea clutter[C]// SPIE Optical Engineering + Applications. San Diego,California,USA:International Society for Optics and Photonics, 2015.
- [12] 高彦钊,占荣辉. 基于粒子群优化算法的 KK 分布参数估计方法[J]. 系统工程与电子技术, 2013(12):57–62. (GAO Yanzhao,ZHAN Ronghui. Parameter estimation of KK-distribution based on particle swarm optimization algorithm[J]. Systems Engineering and Electronics, 2013(12):57–62.)
- [13] 夏棒,EMILION Richard,王惠文. Dirichlet 混合样本的 EM 算法与动态聚类算法比较[J]. 北京航空航天大学学报, 2019,45(9):1805–1811. (XIA Bang,EMILION Richard,WANG Huiwen. Comparison between EM algorithm and dynamical clustering algorithm for Dirichlet mixture samples[J]. Journal of Beijing University of Aeronautics and Astronautics, 2019,45(9):1805–1811.)
- [14] 刘宁波,董云龙,王国庆,等. X 波段雷达对海探测试验与数据获取[J]. 雷达学报, 2019,8(5):656–667. (LIU Ningbo,DONG Yunlong,WANG Guoqing,et al. Sea-detecting X-band radar and data acquisition program[J]. Journal of Radars, 2019,8(5):656–667.)
- [15] Cognitive Systems Laboratory – McMaster University[EB/OL]. [2020-04-01]. <http://soma.ece.mcmaster.ca>.
- [16] 鉴福升,罗军. 一种改进的海杂波数据统计拟合度分析方法[J]. 兵工学报, 2015(S2):168–172. (JIAN Fusheng,LUO Jun. An improved statistical fitting analysis method for sea clutter data[J]. Journal of Ordnance Engineering, 2015(S2):168–172.)

作者简介:

杨 斌(1994–), 男, 在读博士研究生, 主要研究方向为雷达海杂波建模与仿真、图像处理与模式识别。email:yangbin17@mails.ucas.ac.cn.

段 涛(1988–), 女, 博士, 副研究员, 主要研究方向为图像解译及信号处理。

黄 默(1973–), 男, 博士, 研究员, 博士生导师, 主要研究方向为信号与信息处理、雷达系统、多传感器信息融合。

王长元(1988–), 男, 博士, 特别研究助理, 主要研究方向为信号处理与建模。

张圆圆(1981–), 女, 硕士, 副研究员, 主要研究方向为硬件系统设计与仿真。