

一种面向高异质性极化 SAR 图像的等效视数非监督估计方法

胡丁晟^{*①②③} 仇晓兰^{①②} Stian N. Anfinsen^④ 雷斌^{①②}

^①(中国科学院电子学研究所 北京 100190)

^②(中国科学院空间信息与应用系统重点实验室 北京 100190)

^③(中国科学院大学 北京 100049)

^④(Department of Physics and Technology, UiT The Arctic University of Norway, Tromsø 9037)

摘要: 等效视数(ENL)是极化 SAR 多视数据统计模型的重要参数。而一些极化 SAR 图像的自动化应用中,需要在没有人工干预下实现 ENL 非监督估计。现有的等效视数非监督估计方法在异质程度较高的图像中就难以得到准确估计结果。针对这一问题,该文提出一种将混合区域剔除与纹理信息聚类相结合的等效视数非监督估计方法,有效地减弱了地物混合及纹理两类主要异质因素对估计结果的影响。通过仿真数据和不同复杂度的实际图像验证了该方法的有效性。

关键词: 极化 SAR; 乘积模型; 异质性; 等效视数; 非监督估计

中图分类号: TN957.52

文献标识码: A

文章编号: 1009-5896(2017)10-2287-07

DOI: 10.11999/JEIT170014

Unsupervised Estimation of the Equivalent Number of Looks in PolSAR Image with High Heterogeneity

HU Dingsheng^{①②③} QIU Xiaolan^{①②} Stian N. Anfinsen^④ LEI Bin^{①②}

^①(Institute of Electronics, Chinese Academy of Science, Beijing 100190, China)

^②(Key Laboratory of Technology in Geo-spatial Information Processing and Application System, Beijing 100190, China)

^③(University of Chinese Academy of Science, Beijing 100049, China)

^④(Department of Physics and Technology, UiT The Arctic University of Norway, Tromsø 9037, Norway)

Abstract: Equivalent Number of Looks (ENL) is an important parameter in statistical modelling of multi-look Polarimetric SAR (PolSAR) data. In some automated applications of PolSAR images, it is necessary to estimate the ENL in an unsupervised way without any manual intervention. The existing unsupervised estimation of ENL can not obtain accurate estimates for the images with high heterogeneity. To address this issue, a novel unsupervised estimation method is proposed here. It combines the mixture elimination and clustering based on texture, which reduces the effect of two main heterogeneity factors, mixture and texture. The validity of this method is evaluated with simulated and real data of different complexity.

Key words: Polarimetric SAR (PolSAR); Product model; Heterogeneity; Equivalent Number of Looks (ENL); Unsupervised estimation

1 引言

等效视数是多视合成孔径雷达(SAR)图像的重要参数。SAR 系统流程需要通过多视处理来减弱相干斑对后续应用的影响。用于平均的样本量称为名

义视数,输出的数据是多视 SAR 数据。然而,用于平均的测量样本往往是相关的,故名义视数并不能准确反映多数处理对数据的影响。等效视数(Equivalent Number of Looks, ENL)定义了与名义视数对应的相关样本量等价的独立样本数量。多视数据就可以建模为等效视数数量下的独立测量样本平均结果。需要说明,ENL 代表的独立样本量并不一定是整数。

在一些基于多视 SAR 数据参数化模型的图像分类^[1-3]及变化检测^[4,5]等自动化应用中,ENL 是必要的输入参量。因此,ENL 的估计准确性将影响这

收稿日期: 2017-01-03; 改回日期: 2017-03-21; 网络出版: 2017-06-14

*通信作者: 胡丁晟 hds_iceas@hotmail.com

基金项目: 国家自然科学基金(61331017), 高分三号共性关键技术(30-Y20A12-9004-15/16, 03-Y20A11-9001-15/16)

Foundation Items: The National Natural Science Foundation of China (61331017), The GF-3 High-Resolution Earth Observation System (30-Y20A12-9004-15/16, 03-Y20A11-9001-15/16)

些应用的信息提取能力。当前随着具有多极化观测能力的 SAR 遥感卫星数量的日益增加, 研究人员发展了针对全极化 SAR(PolSAR)数据的估计算子^[6,7]。这些算子可以利用包含于数据极化维度中的信息, 使得 ENL 估计准确性可以进一步提高。

估计 ENL 通常需要采用图像中均质性(homogeneity)较好的区域。这些区域观测地物单一且不包含纹理, 数据的随机性仅由相干斑引入。但这些用于估计的区域往往通过人工判读的方式从图像中择选出。在许多 SAR 数据应用中, 全链路自动化是一个期望实现的目标。因而, 没有人工干预的 ENL 非监督估计方法是这些自动化应用的一个重要需求。

研究人员已在设计 ENL 自动估计算法上做出了一些尝试^[8-12]。在一幅无先验知识的 SAR 场景中, 通常包含了分散在图像上代表不同地物而且尺寸各异的均质性区域。有一类非监督估计方法就是利用滑动小窗在图像上截取数据, 来减小地物变化对 ENL 估计精度的影响。虽然小窗内数据样本较少, 单一窗口内的估计结果无法保证准确性。但是, 大量小样本估计结果的整体分布规律可以用于反映 ENL 真实值。Lee 等人^[9,10]计算各个小窗内数据的均值和标准差, 并绘制 2 维散点图。在均质性窗口占主导的假设下, 这些分布散点将表现出线特征, 进而可以从斜率中获得等效视数估计值。此外, 文献[11]对各个小窗直接计算对应 ENL 估计值, 并利用核密度估计方法获得 ENL 估计值的近似分布。并同样通过假设有相当大比例的窗口保持均质性, 从获得的分布统计参量中反演得到最终估计值。该方法在文献[6]和文献[7]中同样被采用, 只是两篇文献采用针对极化数据的不同估计算子计算窗口内的 ENL 值。但是随着当前 PolSAR 图像的分辨率日益提高, 图像整体的异质性(heterogeneity)程度增加。大量滑动窗口内的数据内将包含有地物混合及纹理随机性, 小样本估计方法中均质性窗口占主导的假设难以继续保持。通过实验发现对异质性程度略高的图像, 上述的非监督估计方法就不能得到准确的结果。因而, 设计一种稳定非监督估计方法, 能从复杂 SAR 图像中仍可以获得较为准确 ENL 估计结果, 是很有必要的。

2 极化多视数据参数化模型

SAR 数据可以建模为归一化纹理因子对相干斑作用下的平均散射特性进行调制^[13,14]。该模型称为乘积模型(product model), 是对 SAR 数据统计分析的基础。针对极化多视数据, 乘积模型可以通过

协方差矩阵 \mathbf{C} 表示为

$$\mathbf{C} = \mathbf{T} \cdot \mathbf{W} \quad (1)$$

其中, \mathbf{W} 为相干斑分量, 其维度与 \mathbf{C} 一致; \mathbf{T} 为纹理分量, 在大部分文献中假设纹理独立于极化通道, 故这里也认为 \mathbf{T} 为标量。

根据前人的研究^[13,15], 当名义视数大于协方差矩阵维度时, 仅考虑相干斑作用下的极化多视数据可以建模为服从 Scaled Wishart 分布的随机过程。

对于异质性区域, 描述纹理分量随机性常用的统计模型主要有 Gamma 分布^[16], 逆 Gamma 分布^[14] 和 Fisher 分布^[17]等。由于纹理分量 \mathbf{T} 的均值为固定值 1, 上述统计模型中 Gamma 分布, 逆 Gamma 分布仅包含一个调节参数, 而 Fisher 分布包含有两个调节参数。相比于其他两组统计模型, Fisher 分布可以描述地物纹理范围更为广泛。

将描述相干斑的 Scaled Wishart 模型和描述纹理的归一化 Fisher 模型通过 Bayes 公式^[15], 可以得到极化多视数据的参数化模型 Kummer-U 分布, 具体表达式参考文献[15,18]。

3 基于最大似然算子的小样本非监督估计算法

3.1 最大似然算子(Max Likelihood estimator)

这类算子是从多视极化数据的对数特征量出发得到的估计算子^[6], 下面简称为 ML 算子。根据前面对数据统计模型的分析可知, 均质性区域由于不存在纹理影响, 其协方差矩阵样本服从 Wishart 分布。根据文献[18]中基于 Mellin 变换的推导, 可以得到 Wishart 分布下矩阵样本的一阶对数累计量 $\kappa_1\{\mathbf{C}\}$ 满足:

$$\kappa_1\{\mathbf{C}\} = \psi_d^{(0)}(L) + \ln|\boldsymbol{\Sigma}| - d \ln L \quad (2)$$

其中, $\psi_d^{(0)}(\cdot)$ 为 0 阶 polygamma 函数, 定义参考文献[18]。一阶对数累计量 $\kappa_1\{\mathbf{C}\}$ 可以通过协方差样本行列式的对数平均估计得到, 即 $\langle \ln|\mathbf{C}| \rangle$, 利用常用的简单平均法 $\boldsymbol{\Sigma}$ 可用 $\langle \mathbf{C} \rangle$ 替换, 故可以重写为关于视数参量的方程:

$$\psi_d^{(0)}(L) - d \ln L + \ln|\langle \mathbf{C} \rangle| - \langle \ln|\mathbf{C}| \rangle = 0 \quad (3)$$

而最大似然算子就是求解出式(3)中 L 的最大似然解。该算子充分利用了包含于 \mathbf{C} 中的极化信息, 估计有效性较高。利用少量均质性区域对应数据, 就可以获得准确的估计结果。但是如果计算区域中包含纹理地物或者多类地物的混合, 则其估计结果将产生偏差。

3.2 小样本估计算法

文献[6]中给出了一类基于小样本估计的非监督估计算法。该算法通过滑动小窗在图像上截取小量

样本，然后对每个窗口内的数据利用上述各类估计算子计算等效视数值。再通过核密度估计，可以由各个窗口的等效视数估计值集合获得该图像等效视数的近似分布。在图像中大部分窗口是均质的假设下，近似分布曲线的众数值作为的等效视数估计。

但是正如引言中所述，对于有一定复杂度的图像，均质窗口占主导的假设难以满足，上述非监督估计方法就不能得到准确结果。文献[12]中，针对窗口中包含多类地物的情况进行分析，可以采用分通道假设检验，实现了混合窗口与单地物窗口的自动分离。然后仅在单地物窗口中应用小样本估计，一定程度提升了小样本估计方法的稳定性。

4 改进的非监督 ENL 估计算法

针对现有非监督估计方法存在的问题，我们根据各类异质性因素的特点，采取逐层筛选的方式剔除不适用于 ENL 估计的窗口。这样可以保证即使在大部分滑动窗口存在异质性因素的图像中，仍能够通过筛选出的均质性区域，从而获得准确的 ENL 估计值。

在本文考虑的范围，异质性因素主要是包含两类情况：一类是窗口中包含了多类不同的地物，这主要是当窗口跨越两类地物的边界或者覆盖了多类地物混合的复杂区域；另一类是窗口内虽然只包含一种地物，但是该地物存在显著的纹理变化，如海冰^[19,20]等。

文献[12]中剔除了混合窗口对最终结果的影响，下面在此基础上给出一种从单地物窗口中进一步提取均质性区域的方法。

4.1 纹理影响分析

纹理因素对 ML 估计算子的影响，可以通过极化多视数据的对数累计量表达式进行分析。基于乘积模型，纹理区域协方差矩阵样本的一阶对数累计量 $\kappa_1\{\mathbf{C}\}$ 满足^[18]：

$$\kappa_1\{\mathbf{C}\} = \psi_d^{(0)}(L) + \ln|\Sigma| - d \ln L + d\kappa_1\{T\} \quad (4)$$

其中， $\kappa_1\{T\}$ 为纹理分量的一阶对数累计量。 $\kappa_1\{T\}$ 与一阶对数矩相等，可以利用样本如式(5)计算得到。

$$\kappa_1\{T\} = \langle \ln(T) \rangle \quad (5)$$

由于纹理分量 T 均值为 1，根据均值不等式，则有式(6)不等式成立。

$$\langle \ln(T) \rangle < \ln \langle T \rangle = 0 \quad (6)$$

故有 $\kappa_1\{T\} < 0$ 成立。再将样本平均量 $\langle \ln|\mathbf{C}| \rangle$ 和 $\langle \mathbf{C} \rangle$ 代替式(4)中的 $\kappa_1\{\mathbf{C}\}$ 和 Σ ，则纹理区域满足：

$$d \ln L - \psi_d^{(0)}(L) + \langle \ln|\mathbf{C}| \rangle - \ln \langle \mathbf{C} \rangle = d\kappa_1\{T\} < 0 \quad (7)$$

因而，ML 估计算子的求解方程式(3)对于纹理区域

并不成立。设函数 $G(L)$ 为

$$G(L) = d \ln L - \psi_d^{(0)}(L) + \langle \ln|\mathbf{C}| \rangle - \ln \langle \mathbf{C} \rangle \quad (8)$$

文献[6]证明，下述函数 $G(L)$ 在 $L \in (d-1, \infty)$ 为单调递减。对于纹理区域，有 $G(L) < 0$ ，而 ML 算子是通过 $G(L) = 0$ 方程来估计 L 。因此，在纹理区域 ML 算子得到的等效视数估计结果应小于真实数值。换言之，ML 算子在纹理区域得到的 ENL 估计值应小于其在相同图像均质性区域的估计值。

4.2 ENL 估计样本统计模型

下面通过仿真数据对不同纹理程度区域对应的等效视数估计样本进行参数化建模。基于 KummerU 分布，我们根据 4 组源于实际地物的参数得到了 4 类不同纹理程度的仿真数据。纹理程度从第 1 类到第 4 类逐步提升。利用小样本估计方法在仿真数据上得到各自等效视数直方图。我们分别用正态分布和描述纹理分量常用的 Gamma 分布及 Fisher 分布，对 ENL 直方图进行拟合。

各组直方图的拟合结果如图 1 所示。可以发现，Fisher 分布对各组 ENL 样本均有较好的拟合效果，而且对于纹理程度越大的数据，Fisher 分布拟合优势相比于正态分布与 Gamma 分布而言更为明显。因此，本文用 Fisher 分布作为等效视数估计值的统计模型，而实际图像的等效视数估计样本整体可以看作 Fisher 分布的混合模型。

4.3 纹理聚类及整体估计流程

要保持 ENL 估计流程的非监督特性，就需要从 Fisher 混合模型中自动选取出均质性区域对应的类别。受文献[1]的启发，本文给出了一种基于自动聚类的提取方法。该方法通过将拟合优度检测引入期望最大化(Expectation Maximum, EM)算法中，实现了在不需要人工给定混合模型类别数量的情况下，对各个窗口中获得的 ENL 估计值进行自动聚类。

聚类处理算法的核心是针对有限混合模型的标准 EM 算法。它由初始分类起始，迭代中以最大似然准则调整样本类别归属，直至满足收敛条件。针对 Fisher 分布混合模型，EM 算法中进行参数更新的 M 步骤中，均值参数通过对样本加权平均获得，形状参数利用对数累计量方法^[4]得到。但是传统的 EM 算法需要预先提供混合模型的类别数量，因而并不能实现完全非监督。

本文方法中通过拟合优度检测对 EM 算法收敛结果进行评估。具体是采用 Pearson 卡方检测对得到混合模型中各统计模型与对应类别样本直方图的拟合程度进行评判。如果拟合程度均能通过检测，则当前类别数量满足聚类要求，如果不能，则将拟

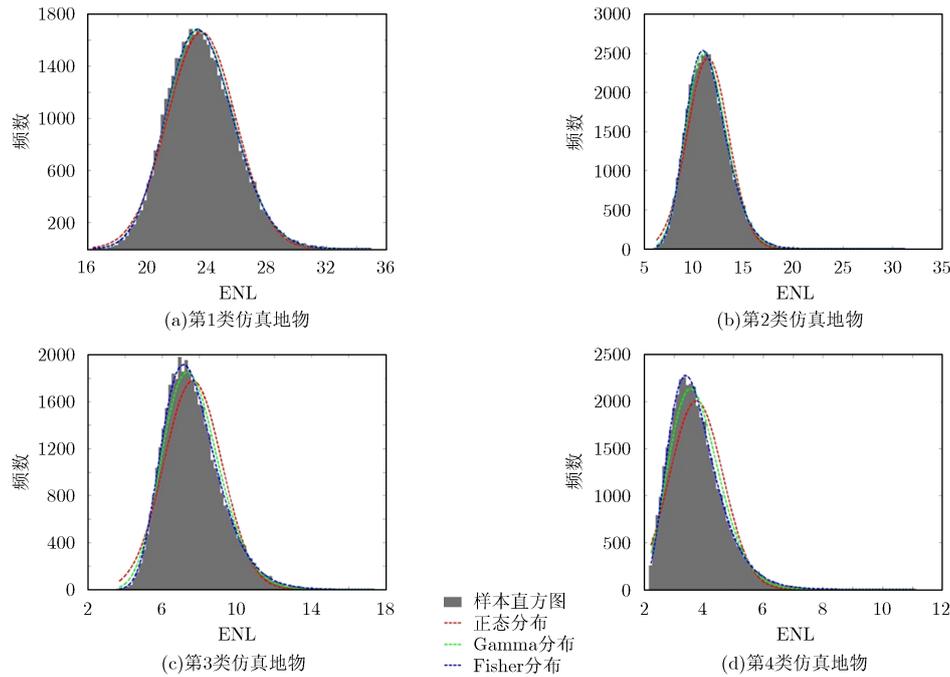


图 1 不同统计模型对各类多视纹理数据的ENL估计样本直方图拟合效果

合程度最低的类别进行分离,即增加总体类别数量,继续进行 EM 算法迭代。我们将最初始类别数量设为 1, 算法运行至类别数量足够拟合整体数据为止。

根据上面分析的结论,由均质性窗口得到 ENL 估计值要大于包含纹理窗口得到的估计值。因此,完成聚类之后可以选取对应均值最大的混合模型分量作为均质性窗口对应的 ENL 统计模型。并将该统计模型对应的均值参数作为最终等效视数估计值。完整的 ENL 估计流程如图 2 所示。

5 实验结果及分析

5.1 仿真数据实验

首先,通过仿真数据实验,验证纹理窗口分离方法的可行性。仿真图像包含 4 类不同纹理特征的区域,共包含 300×300 独立协方差矩阵样本。图 3(a)展示了该仿真图像的 Pauli 分解伪彩色图。仿真中名义视数设为 25, 由于仿真数据间不存在相关性,因而等效视数应与名义视数保持一致,也为 25。

将完整的 ENL 估计流程应用于该仿真图像,滑动窗口尺寸设为 300×300 。图 3(b)为纹理分类结果的标记图。图中黑色标记区域为剔除的地物混合窗口。可以发现该类窗口主要集中在两类地物的交界区域,这与我们所预计较为符合。而基于 Fisher 分布的自动分割算法,则将剩余窗口自动分为 4 类,而且分类结果与预设的 4 类不同纹理程度的区域较为吻合。图 4 展示了 Fisher 分布混合模型对 ENL 估计样本直方图的拟合情况。其中,混合模型中各

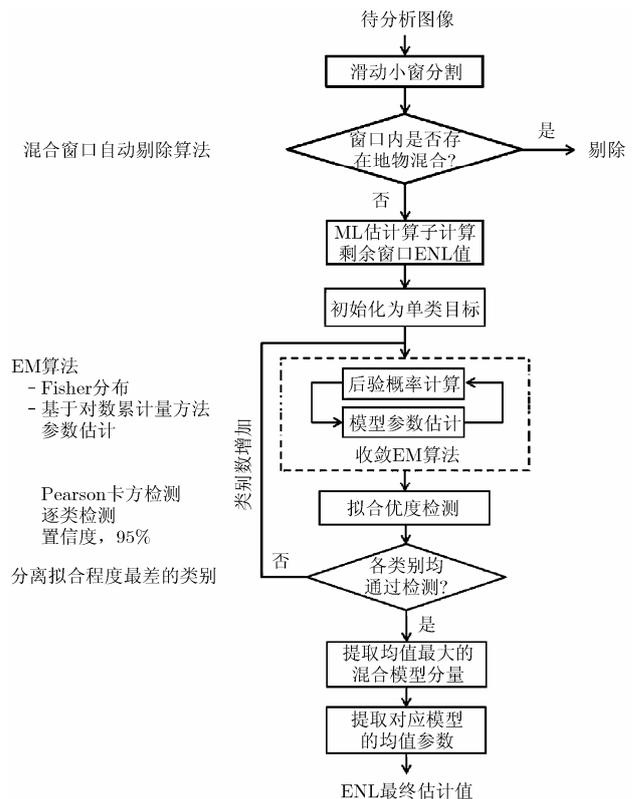


图 2 基于逐层分离异质性因素影响的非监督等效视数估计流程及相应注释

分量的颜色与图 3(b)中分类标记的颜色保持一致。图 4 中均值最大的蓝色分布,对应的正是纹理最弱的第 1 类区域。而其他类别对应的 ENL 估计值均小于该类别,这也印证了上一节中关于纹理因素对估

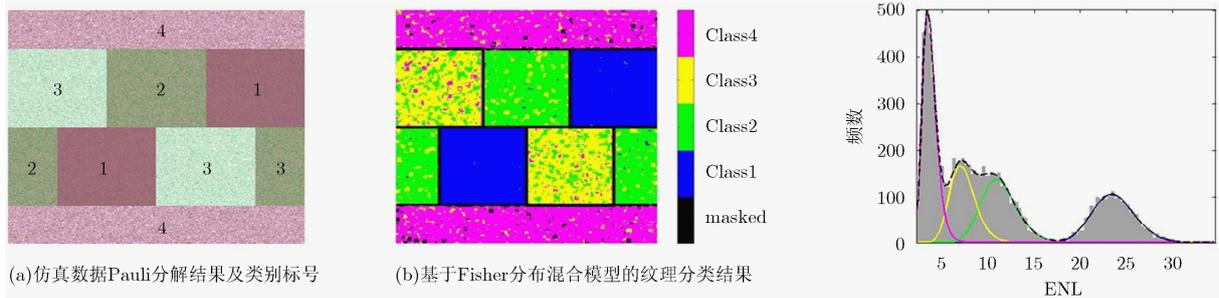


图 3 仿真数据实验展示图

图 4 基于Fisher分布混合模型与实际数据直方图的拟合情况

计结果影响的分析。蓝色标记 Fisher 分布的均值参数即为最终的 ENL 估计结果。估计值为 25.32，较为接近等效视数的真实值。

5.2 实测数据实验

本文对 3 幅不同复杂程度的图像分别应用文献[6]中标准的小样本估计方法，文献[12]中在分离地物混合窗口与单一地物窗口之后进行的小样本估计方法，以及本文提出的估计方法。下文中，将上述 3 类方法分别简称为标准小样本方法，单一地物窗口法及均质类别法。

实验采用图像均为 Radarsat-2 全极化模式下获得的观测图像。第 1 幅图像是位于荷兰 Flevoland 区域附近的一座跨海大桥，其组成比较简单，主体是较为均质的水面；第 2 幅图像是旧金山湾区，其包含了城区，植被区及水面区域；第 3 幅图像是北极区域的海冰图像，其组成较为复杂，包含了处于不同阶段的一年浮冰以及无冰水面。3 幅图像的

Pauli 分解结果如图 5 所示。实验中，3 幅图像均进行 25 倍多视处理。由于实际 SAR 图像的各成像单位存在相关性，其等效视数值要小于名义视数。通过人为选取的均质性区域后得到的 ENL 估计值，作为对比参考值。3 幅图像的 ENL 参考值分别为 12.40, 11.70 和 12.40。

本文提出的均质类别法中，将分离出的单一地物窗口进行分类，得到的标记图以及混合模型与样本的拟合情况分别如图 6 与图 7 所示。3 幅图像均分为了两类，我们统一用蓝色区域及对应分布曲线表示均值较大的类别。由图 6 可以发现，蓝色类别区域覆盖的主要是 3 幅图像中的水域，Flevoland 场景中的少量农田以及海冰场景中部分平整的冰面，这些区域也基本可认为是均质性区域。进而，最终的 ENL 估计值由蓝色标记的 Fisher 分布对应均值参数得到。

将 3 种方法得到估计值，同名义视数和等效视

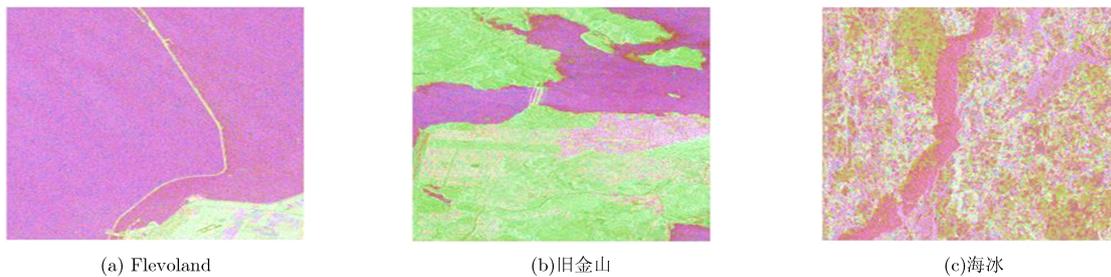


图 5 实验图像 Pauli 分解结果

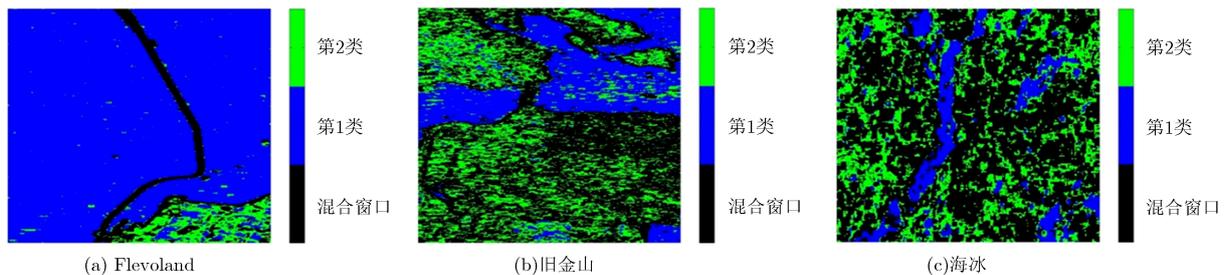


图 6 实验图像中基于 Fisher 分布混合模型的纹理分类结果，其中黑色区域为不参与分类的混合窗口

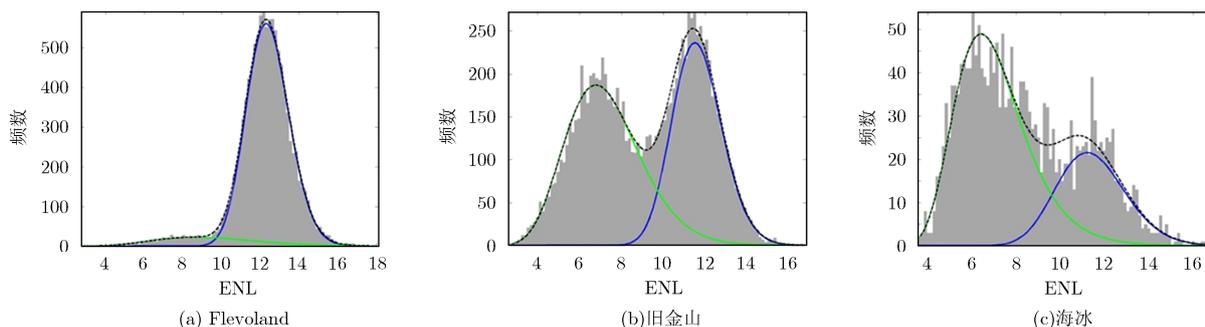


图 7 混合模型各分量统计分布及与实际样本直方图的拟合情况

数参考值列于表 1 中。可以发现 3 类方法中, 仅有本文提出的均质类别法对 3 幅不同复杂程度的图像均能得到较为接近参考值的等效视数估计结果。

6 结束语

本文针对现有非监督等效视数估计方法存在的稳定性问题, 提出了一种通过在图像中自动筛选出均质性区域的等效视数估计方法。该方法在保持非监督优势的同时, 减弱了图像中地物混合和纹理等异质性因素对估计结果的影响, 从而保证了在不同复杂度的极化 SAR 图像中能够稳定地获得较为准

确的估计结果, 可以在避免人工干预的情况下, 为极化 SAR 图像自动分割等应用提供必要的等效视数输入。

但是本文方法仍需要以图像中存在均质性区域作为前提。对于基本不存在均质性区域的图像, 本文方法将产生偏低的估计结果。下一步研究中, 将重点对估计算子进行改进, 寻找对纹理因素不敏感且估计有效性较好的算子, 以进一步提高非监督估计方法的稳定性。

致谢 在此感谢挪威 UiT The Arctic University of Norway 的地球观测团队提供的海冰图像。

表 1 3 类非监督方法在不同复杂度图像上得到的 ENL 估计结果对比

场景	名义视数	参考 ENL 数值	标准小样本方法	单一地物窗口法	均质类别法
Flevoland	25	12.40	12.10	12.10	12.41
旧金山	25	11.70	4.90	11.40	11.65
海冰	25	12.40	5.10	6.10	11.45

参考文献

- [1] DOULGERIS A. An automatic U distribution and Markov random field segmentation algorithm for PolSAR images[J]. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, 2015, 53(4): 1819-1827. doi: 10.1109/TGRS.2014.2349575.
- [2] XU Qiao, CHEN Qihao, YANG Shuai, *et al.* Superpixel-based classification using K distribution and spatial context for polarimetric SAR images[J]. *Remote Sensing*, 2016, 8(8): 619. doi: 10.3390/rs8080619.
- [3] LIU Fang, SHI Junfei, JIAO Lichen, *et al.* Hierarchical semantic model and scattering mechanism based PolSAR image classification[J]. *Pattern Recognition*, 2016, 59: 325-342. doi: 10.1016/j.patcog.2016.02.020.
- [4] AKBARI V, ANFINSEN S, DOULGERIS A, *et al.* Polarimetric SAR change detection with the complex Hotelling & Lawley trace statistic[J]. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, 2016, 54(7): 3953-3966. doi: 10.1109/TGRS.2016.2532320.
- [5] LIU Meng, ZHANG Hong, WANG Chao, *et al.* Polarimetric synthetic aperture radar change detection for specific land cover types[J]. *International Journal of Digital Earth*, 2016, 8(4): 334-344. doi: 10.1080/17538947.2013.872702.
- [6] ANFINSEN S, DOULGERIS A, and ELTOFT T. Estimation of the equivalent number of looks in polarimetric synthetic aperture radar imagery[J]. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, 2009, 47(11): 3795-3809. doi: 10.1109/TGRS.2009.2019269.
- [7] LIU Tao, CUI Haogui, XI Zemin, *et al.* Texture-invariant estimation of equivalent number of looks based on trace moments in polarimetric radar imagery[J]. *IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters*, 2014, 11(6): 1129-1133. doi: 10.1109/LGRS.2013.2288097.
- [8] CUI Yi, ZHOU Guangyi, YANG Jian, *et al.* Unsupervised estimation of the equivalent number of looks in SAR images [J]. *IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters*, 2011,

- 8(4): 710–714. doi: 10.1109/LGRS.2010.2102335.
- [9] LEE J and HOPPEL K. Noise modeling and estimation of remotely-sensed images[C]. IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium (IGARSS), Vancouver, 1989: 1005–1008. doi: 10.1109/IGARSS.1989.579061.
- [10] LEE J, HOPPEL K, and MANGO S. Unsupervised estimation of speckle noise in radar images[J]. *International Journal of Imaging Systems and Technology*, 1992, 4(4): 298–305. doi: 10.1002/ima.1850040409.
- [11] FOUCHER S, BOUCHER J, and BENIE G. Maximum likelihood estimation of the number of looks in SAR images in microwaves, radar and wireless communications[C]. 13th International Conference on MIKON-2000, 2000, 2: 657–660. doi: 10.1109/MIKON.2000.914020.
- [12] HU Dingsheng, ANFINSEN S, TAO Ding, *et al.* Investigation of variations in the equivalent number of looks for polarimetric channels[C]. International Workshop on Science and Applications SAR Polarimetry and Polarimetric Interferometry, Frascati, Rome, 2015.
- [13] OLIVER C and QUEGAN S. Understanding Synthetic Aperture Radar Images[M]. Raleigh, NC 27613: SciTech Publishing, Inc., 2004: 75–154.
- [14] FREITAS C, FRERY A, and CORREIA A. The polarimetric G distribution for SAR data analysis[J]. *Environmetrics*, 2005, 16(1): 13–31. doi: 10.1002/env.658.
- [15] ANFINSEN S. Statistical analysis of multilook polarimetric radar images with the Mellin transform[D]. [Ph.D. dissertation], University of Tromso, 2010.
- [16] LEE J, SCHULER D, LANG R, *et al.* K-distribution for multi-look processed polarimetric SAR imagery[C]. IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium (IGARSS), Pasadena, 1994: 2179–2181. doi: 10.1109/IGARSS.1994.399685.
- [17] BOMBRUN L and BEAULIEU J. Fisher distribution for texture modeling of polarimetric SAR data[J]. *IEEE Geoscience and Remote Sensing Letters*, 2008, 5(3): 512–516. doi: 10.1109/LGRS.2008.923262.
- [18] ANFINSEN S and 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. doi: 10.1109/TGRS.2010.2103945.
- [19] ZHU Tingting, LI Fei, HEYGSTER G, *et al.* Antarctic sea-ice classification based on conditional random fields from RADARSAT-2 dual-polarization satellite images[J]. *IEEE Journal of Selected Topics in Applied Earth Observations and Remote Sensing*, 2016, 9(6): 2451–2467. doi: 10.1109/JSTARS.2016.2551318.
- [20] FORS A, BREKKE C, DOULGERIS A, *et al.* Late-summer sea ice segmentation with multi-polarisation SAR features in C and X band[J]. *The Cryosphere*, 2016, 10(1): 401–415. doi: 10.5194/tc-10-401-2016.
- 胡丁晟：男，1989年生，博士生，研究方向为极化 SAR 统计建模及图像分割算法。
- 仇晓兰：女，1982年生，副研究员，主要研究方向为单/双站 SAR 成像及应用技术。
- Stian N. Anfinen：男，1975年生，副教授，主要研究方向为雷达图像统计建模、参数估计、目标检测、变化检测、森林及植被区域遥感、机器学习。
- 雷斌：男，1978年生，研究员，主要研究方向为遥感卫星数据处理与应用系统技术。