分布式信源数据域直接位置估计方法

王大鸣 任衍青* 逯志宇 巴 斌 (解放军信息工程大学信息系统工程学院 郑州 450001)

摘 要: 针对目前信号数据域直接位置估计方法对分布式信号源进行直接定位存在精度下降问题,该文提出分布式 信源数据域直接位置估计方法。首先构建分布式信源直接位置估计模型,然后分别基于最大似然准则和特征结构分 解思想给出分布式信源高精度直接位置估计的两种方法 — 分布源最大似然估计方法和广义子空间方法。最后通过 多维搜索完成对于分布式信源的直接位置估计。仿真分析表明,该文算法对分布式信源进行直接位置估计的精度较 传统直接位置估计算法明显提升,能够在较低信噪比下逼近克拉美罗界;分布源最大似然估计方法在低信噪比下定 位精度优于广义子空间方法,而广义子空间方法复杂度更低。

关键词: 阵列信号处理; 直接定位; 分布式信源

中图分类号: TN911.72 文献标识码: A 文章编号: 1009-5896(2018)02-0371-07 **DOI**: 10.11999/JEIT170365

Direct Position Determination of the Distributed Source

WANG Daming REN Yanqing LU Zhiyu BA Bin

(Institute of Information System Engineering, Information Engineering University of PLA, Zhengzhou 450001, China)

Abstract: The traditional Direct Position Determination (DPD) methods have localization accuracy decrease when locating distributed sources. DPD methods of the distributed source is proposed in this paper to overcome mentioned above shortcoming. Firstly, a DPD model of the distributed source is constructed. Then two new DPD methods based on maximum likelihood criterion and multiple signal classification are proposed to locate the distributed source — Maximum Likelihood estimation DPD method of the Distributed source (DML-DPD) and Generalized Subspace DPD method (GS-DPD). Finally, target position is estimated via multidimensional grid search. The simulations show that the proposed methods have higher localization accuracy than traditional DPD method has higher localization accuracy than GS-DPD method in the case of low SNR, while GS-DPD method has less computational complexity than DML-DPD method.

Key words: Array signal processing; Direct Position Determination (DPD); Distributed source

1 引言

无线定位技术在军事和民用领域具有重要应 用,而传统定位体制主要采用两步定位法,即首先 估计目标的位置参数,然后建立位置方程完成目标 位置的解算。这使得参数估计和位置解算相分离, 数据处理过程中不可避免存在位置信息损失,从而 无法获得最优的估计性能^[1,2]。直接定位技术(Direct Position Determination, DPD)因直接利用信号数 据域信息完成目标位置估计,避免了传统定位方法 中因两步分离造成的信息损失,因而具有更高的定 位精度^[3-12]。

直接定位技术主要解决提高定位精度和降低运 算复杂度两个问题,因而产生了针对这两个问题的 两类算法:最大似然类直接定位算法^[3-8]和子空间 类直接定位算法^[9-12]。文献[3]基于角度和时延信息, 解决了静止多站场景下的直接定位问题,首次验证 了直接定位精度优于两步定位精度。文献[4]利用角 度信息构造最大似然代价函数,解决了运动单站场 景下直接定位问题。文献[5]将运动场景下产生的多 普勒频移信息引入直接定位中,构建包含多普勒频 移信息的似然函数,定位精度更高。文献[6-8]通过 引入更多的位置信息参量,构造似然函数,不断提 高直接定位精度。为解决似然函数类直接定位算法

收稿日期: 2017-04-24; 改回日期: 2017-11-02; 网络出版: 2017-12-04 *通信作者: 任衍青 yq renice@163.com

基金项目:国家自然科学基金(61401513),国家高技术研究发展计划(2012AA01A502,2012AA01A505)

Foundation Items: The National Natural Science Foundation of China (61401513), The National High Technology Research and Development Program of China (2012AA01A502, 2012AA01A505)

复杂度过高问题, 文献[9]基于信号源特征结构分解 思想构造了子空间类代价函数,提出了复杂度较低 的直接定位算法。Demissie 等人^[10]提出的子空间数 据融合算法(Subspace Data Fusion DPD, SDF-DPD)有效解决了运动单站场景下直接定位问题,复 杂度较低。但这些直接定位算法几乎均假设目标是 理想化点源模型,实际通信由于多径散射等原因, 信号传播方向在一定角度范围内发生扩展(可称此 类角度扩展信号为分布式信号源),导致传统的基于 点源模型的直接定位算法无法实现对分布源高精度 定位,失去了直接定位技术的根本意义。而目前对 于分布源定位领域的研究,主要集中于分布源模型 的构建和对描述分布源分布特性参数估计算法的研 究[13-16]。文献[13]首次给出了分布源模型完整的数 学描述。后来众多学者又相继提出了描述分布源分 布情况的许多近似模型及其相应的参数估计算 法[14-16]。但这些算法主要用来完成对于中心波达方 向角和角度扩展参数的估计,本质上属于两步定位 方法中的第1步,因而也会存在传统两步定位中固 有的精度损失。

在分布源模型的基础上,本文提出了分布式信 源数据域直接位置估计方法。首先基于文献[13]原理 构建分布式信源直接位置估计模型,然后基于充分 利用分布源角度扩展位置信息思想,提出了分布源 直接位置估计的两种方法 — 分布源最大似然估计 方法 (Maximum Likelihood estimation DPD method of the Distributed source, DML-DPD)和广 义子空间方法(Generalized Subspace DPD method, GS-DPD),最终通过多维搜索实现分布源的直接位 置估计,并对这两种方法的计算复杂度进行了分析。 仿真部分将本文算法与点源模型直接定位算法、分 布源两步定位算法进行对比,体现了本文算法的优 越性。

2 分布源直接位置估计模型

假设在 $p_0 = [x_0, y_0]^T$ 处存在一静止信号源,向外 界发射窄带信号 s(t)。共有 L 个观测站对目标进行 观测,每个观测站均由 M 个阵元均匀直线阵组成。 如图 1 所示,在实际观测中,信源被众多散射体遮 挡,假设散射体在信源周围呈圆对称随机分布,分 布半径为 γ_0 。当信号源被 N 个散射体所包围时,信 号在传播过程中经散射体发生散射,第 l 个观测站接 收信号实际是由这 N 个散射体产生的 N 条信号多 径分量叠加而成,即

$$\boldsymbol{x}_{l}\left(t\right) = \sum_{n=1}^{N} \beta_{l,n} \boldsymbol{a}_{l} \left(\theta_{l}\left(\boldsymbol{p}_{0}\right) + \phi_{l,n}\right) s\left(t - \tau_{l}\right) + \boldsymbol{n}_{l}\left(t\right),$$

$$0 \leq t \leq T$$
(1)



图 1 散射情形下直接定位观测站接收信号示意图

其中,

$$\theta_l\left(\boldsymbol{p}_0\right) = \arctan\left(\frac{x_l - x_0}{y_l - y_0}\right) \tag{2}$$

 $\boldsymbol{x}_{l}(t)$ 为 $M \times 1$ 维观测矢量, $\beta_{l,n}$ 表示第n条径的复包 络系数, $\boldsymbol{a}_{l}(\theta_{l}(\boldsymbol{p}_{0}) + \phi_{l,n})$ 为 $M \times 1$ 维阵列流型, $\phi_{l,n}$ 表示第n条径到达阵列的波达角相对于中心波达方 向的零均值随机角度偏差。若 $\phi_{l,n} = 0^{\circ}$,表示观测 信号中含有信号直达波, τ_{l} 为信号到第l个站的传 播时延, $\boldsymbol{n}_{l}(t)$ 为零均值统计独立高斯白噪声矢量, 方差为 σ_{n}^{2} ,T表示观测时间, $[x_{l},y_{l}]^{T}$ 为第l个观测 站的位置。

当多径数较多时,可认为信号的多径分量在一 定空间范围内连续分布,此时式(1)可以表示为^[13]

$$\begin{aligned} \boldsymbol{x}_{l}\left(t\right) &= \int_{-\pi/2}^{\pi/2} \boldsymbol{a}_{l}\left(\theta_{l}\left(\boldsymbol{p}\right)\right) \xi_{l}\left(t,\theta_{l}\left(\boldsymbol{p}\right);\boldsymbol{\psi}_{l}\right) \mathrm{d}\theta_{l}\left(\boldsymbol{p}\right) \\ &+ \boldsymbol{n}_{l}\left(t\right), \ 0 < t < T \end{aligned}$$
(3)

其中, $\xi_l(t, \theta_l(\mathbf{p}); \psi_l)$ 表示分布源的角信号密度函数,反映了该分布源在不同波达方向上散射分量的贡献 权重, $\psi_l \triangleq \left[\theta_l(\mathbf{p}_0), \sigma_{\phi_l}\right]^T$ 为角度参数矢量, $\theta_l(\mathbf{p}_0)$ 表 示分布源到达第l个观测站的中心波达角, σ_{ϕ_l} 表示 分布源到达第l个观测站的角度扩展,并有

$$\sigma_{\phi_l} = \arcsin\left(\gamma_0/d_l\right) \tag{4}$$

其中, γ_0 叫作扩展半径, d_l 表示分布源 p_0 到第l个观测站的欧氏距离。所以描述分布源散射程度的参量从角度扩展 σ_{o_i} 变为扩展半径 γ_0 ,亦即

$$\boldsymbol{\psi}_{l}\left(\boldsymbol{\theta}_{l}\left(\boldsymbol{p}_{0}\right), \sigma_{\phi_{l}}\right) \Leftrightarrow \boldsymbol{\varphi}_{l}\left(\boldsymbol{\theta}_{l}\left(\boldsymbol{p}_{0}\right), \gamma_{0}\right)$$
(5)

在实际应用中,阵列接收到的多径分量往往仅 相差一个固定的相位延迟和幅度延迟,即多径分量 是相干的,此时角信号密度函数可进一步表示为^[13]

 $\xi_l(t,\theta_l(\boldsymbol{p});\boldsymbol{\psi}_l) = s(t-\tau_l)\rho(\theta_l(\boldsymbol{p});\boldsymbol{\varphi}_l) \quad (6)$ 其中, $\rho(\theta_l(\boldsymbol{p});\boldsymbol{\varphi}_l)$ 是确定性角信号分布函数, 描述 了分布源的空间分布特征。将式(6)代入式(3), 第*l* 个观测站的分布源直接定位模型变为

$$\boldsymbol{x}_{l}(t) = s(t - \tau_{l}) \int_{-\pi/2}^{\pi/2} \boldsymbol{a}_{l}(\theta_{l}(\boldsymbol{p})) \rho(\theta_{l}(\boldsymbol{p});\boldsymbol{\varphi}_{l}) \mathrm{d}\theta_{l}(\boldsymbol{p}) + \boldsymbol{n}_{l}(t), \quad 0 \leq t \leq T$$
(7)

定义分布源直接定位模型的广义阵列流型为

 $\boldsymbol{b}_{l}(\boldsymbol{p}_{0},\gamma_{0}) \triangleq \int_{-\pi/2}^{\pi/2} \boldsymbol{a}_{l}(\theta_{l}(\boldsymbol{p})) \rho(\theta_{l}(\boldsymbol{p});\boldsymbol{\varphi}_{l}) \mathrm{d}\theta_{l}(\boldsymbol{p}) \quad (8)$ 则式(7)可表示为

$$\boldsymbol{x}_{l}(t) = \boldsymbol{b}_{l}(\boldsymbol{p}_{0}, \boldsymbol{\gamma}_{0}) \boldsymbol{s}(t - \boldsymbol{\tau}_{l}) + \boldsymbol{n}_{l}(t), \quad 0 \leq t \leq T \quad (9)$$

当 $\rho(\theta_l(\boldsymbol{p}); \boldsymbol{\varphi}_l) = \delta(\theta_l(\boldsymbol{p}) - \theta_l(\boldsymbol{p}_0))$ 时, $b_l(\boldsymbol{p}_0, \gamma_0)$ = $a(\boldsymbol{p}_0)$, 对应点目标信号源的方向向量,所以点 源模型可看成是本文分布源模型的特殊情况。当对 观测数据 $\boldsymbol{x}_l(t)$ 进行K快拍采样后,式(9)变为

$$\boldsymbol{x}_{l}\left(t_{k}\right) = \boldsymbol{b}_{l}\left(\boldsymbol{p}_{0}, \boldsymbol{\gamma}_{0}\right) s\left(t_{k} - \boldsymbol{\tau}_{l}\right) + \boldsymbol{n}_{l}\left(t_{k}\right),$$

$$0 \leq t_{k} \leq T, \quad k = 1, 2, \cdots, K$$
(10)

至此,分布源直接定位问题最终转化为利用 K 快拍观测矢量 $\boldsymbol{x}_l(t_k), k = 1, 2, \dots, K$ 估计出分布源位置 \boldsymbol{p}_0 。

3 分布源直接位置估计方法

上一节中构建了分布源直接位置估计模型,最 终将分布源直接定位模型转化为广义阵列流型与信 号相乘积的形式。接下来将讨论两种分布源直接位 置估计方法,复杂度较高但估计性能最优的 DML-DPD 方法和估计性能稍差但复杂度较低的 GS-DPD 方法。

3.1 分布源最大似然估计方法

最大似然估计给出了待估参数的最优估计,在 利用最大似然准则推导观测矢量的联合概率密度之 前,首先作出如下假设:

$$\mathbf{E}\left\{s(t_{k}-\tau_{l})s^{*}(t_{j}-\tau_{l})\right\} = s(t_{k}-\tau_{l})s(t_{j}-\tau_{l})\delta_{k,j} \\
\mathbf{E}\left\{\boldsymbol{n}_{l}(t_{k})\boldsymbol{n}_{l}^{\mathrm{H}}(t_{j})\right\} = \sigma_{n}^{2}\boldsymbol{I}_{M}\delta_{k,j} \\
\mathbf{E}\left\{\boldsymbol{b}_{l}s(t_{k}-\tau_{l})\cdot\boldsymbol{n}_{l}^{\mathrm{H}}(t_{j})\right\} = \boldsymbol{0}, \quad \forall k, j$$
(11)

其中, $\delta_{j,k}$ 表示狄利克雷函数。由式(10)可知,观测 矢量 $\boldsymbol{x}_l(t_k)$ 是服从高斯分布的随机矢量,其二阶矩定 义为

$$\boldsymbol{R}_{l}\left(t_{k},t_{j}\right) \triangleq \mathrm{E}\left\{\boldsymbol{x}_{l}\left(t_{k}\right)\boldsymbol{x}_{l}^{\mathrm{H}}\left(t_{j}\right)\right\} = s\left(t_{k}-\tau_{l}\right)$$
$$\cdot s^{*}\left(t_{j}-\tau_{l}\right)\boldsymbol{b}_{l}\boldsymbol{b}_{l}^{\mathrm{H}}\delta_{k,j} + \sigma_{n}^{2}\boldsymbol{I}_{M}\delta_{k,j} \qquad (12)$$

为方便表示,假设信号s(t)为恒模信号^[17],且 $|s(t)|^2 = 1$,式(12)可以化简为

$$\boldsymbol{R}_{l} = \boldsymbol{b}_{l} \boldsymbol{b}_{l}^{\mathrm{H}} + \sigma_{n}^{2} \boldsymbol{I}_{M}$$
(13)

$$\boldsymbol{x}(t_{k}) \triangleq \left[\boldsymbol{x}_{1}^{\mathrm{T}}(t_{k}), \boldsymbol{x}_{2}^{\mathrm{T}}(t_{k}), \cdots, \boldsymbol{x}_{L}^{\mathrm{T}}(t_{k})\right]^{\mathrm{T}}$$
$$\boldsymbol{B} \triangleq \operatorname{diag} \left\{\boldsymbol{b}_{1}, \boldsymbol{b}_{2}, \cdots, \boldsymbol{b}_{L}\right\}$$
$$\boldsymbol{s}(t_{k}) \triangleq \left[s_{1}(t_{k}), s_{2}(t_{k}), \cdots, s_{L}(t_{k})\right]^{\mathrm{T}}$$
$$\boldsymbol{n}(t_{k}) \triangleq \left[\boldsymbol{n}_{1}^{\mathrm{T}}(t_{k}), \boldsymbol{n}_{2}^{\mathrm{T}}(t_{k}), \cdots, \boldsymbol{n}_{L}^{\mathrm{T}}(t_{k})\right]^{\mathrm{T}}$$
(14)

则对各观测站观测矢量进行联结后式(10)变为

$$\boldsymbol{x}(t_k) = \boldsymbol{B}\boldsymbol{s}(t_k) + \boldsymbol{n}(t_k), k = 1, 2, \cdots, K$$
(15)

注意到模型的未知参数矢量 η 可定义为 $\eta \triangleq [\mathbf{p}_0^{\mathrm{T}}, \gamma_0]$ 。由于每个快拍的观测矢量 $\mathbf{x}(t_k)$ 服从独立 同分布,故观测矢量 $\mathbf{x}(t_1), \mathbf{x}(t_2), \dots, \mathbf{x}(t_K)$ 的联合概 率密度函数为

$$f\left(\boldsymbol{x}(t_{1}), \boldsymbol{x}(t_{2}), \cdots, \boldsymbol{x}(t_{K}) \middle| \boldsymbol{\eta}\right)$$

$$= \prod_{k=1}^{K} \frac{1}{\pi^{ML} \left| \boldsymbol{R} \right|} \exp\left[-\boldsymbol{x}^{\mathrm{H}} \left(t_{k} \right) \boldsymbol{R}^{-1} \boldsymbol{x}(t_{k}) \right]$$

$$\boldsymbol{R} = \operatorname{diag}\left\{ \boldsymbol{R}_{1}, \boldsymbol{R}_{2}, \cdots, \boldsymbol{R}_{L} \right\}$$
(16)

 $\mathbf{n} = \operatorname{diag} \{ \mathbf{n}_1, \mathbf{n}_2, \cdots, \mathbf{n}_L \}$ 对式(16)两边同时取负对数可得

$$= KML \ln \pi + K \cdot \ln \left(|\mathbf{R}| \right) + \sum_{k=1}^{K} \mathbf{x}^{\mathrm{H}} \left(t_{k} \right) \mathbf{R}^{-1} \mathbf{x} \left(t_{k} \right) (17)$$

最大化式(16)等价于最小化式(17),忽略常数项,则 η的最大似然估计转化为式(18)所示的优化问题。

$$\hat{\boldsymbol{\eta}} = \underset{\boldsymbol{\eta}}{\operatorname{arg\,min}} \left\{ \ln \left(|\boldsymbol{R}| \right) + \operatorname{tr} \left\{ \boldsymbol{R}^{-1} \boldsymbol{\bar{R}} \right\} \right\}$$

$$\vec{\boldsymbol{R}} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^{K} \boldsymbol{x}(t_k) \boldsymbol{x}^{\mathrm{H}}(t_k)$$

$$(18)$$

其中, tr{*}表示矩阵求迹运算。综上所述, 分布源 位置的最大似然估计为

$$\widehat{\boldsymbol{p}}_{0} = \operatorname*{arg\,min}_{\eta} \left\{ \sum_{l=1}^{L} \left(\ln \left(|\boldsymbol{R}_{l}| \right) + \operatorname{tr} \left\{ \boldsymbol{R}_{l}^{-1} \widecheck{\boldsymbol{R}}_{l} \right\} \right) \right\} \quad (19)$$

其中, *Ř*₁ 为采样协方差矩阵, 定义为

$$\vec{\boldsymbol{R}}_{l} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^{K} \boldsymbol{x}_{l}\left(t_{k}\right) \boldsymbol{x}_{l}^{\mathrm{H}}\left(t_{k}\right)$$
(20)

3.2 广义子空间估计方法

DML-DPD 算法虽然能够实现对于分布源位置的最优估计,但其计算复杂度过高,限制了该算法的实际应用范围。为了有效减少分布源直接位置估计算法的计算复杂度,基于 DOA 估计中的特征结构分解思想,给出分布源直接位置估计的广义子空间方法。

对式(13)协方差矩阵**R**_l进行奇异值分解:

$$\boldsymbol{R}_{l} = \boldsymbol{U}_{S,l} \boldsymbol{\Sigma}_{S} \boldsymbol{U}_{S,l}^{\mathrm{H}} + \boldsymbol{U}_{N,l} \boldsymbol{\Sigma}_{N} \boldsymbol{U}_{N,l}^{\mathrm{H}}$$
(21)

其中,信号子空间 $U_{s,l}$ 和噪声子空间 $U_{N,l}$ 的列矢量 分别由最大奇异值和其余M-1个奇异值对应的奇 异矢量组成。

根据特征结构分解思想,噪声子空间 $U_{N,l}$ 与广义阵列流型 b_l 之间满足正交性,即

$$\boldsymbol{U}_{N,l}^{\mathrm{H}}\boldsymbol{b}_{l}=0 \tag{22}$$

根据式(22)噪声子空间和广义阵列流型的正交 性质可得,对分布源的直接位置估计等价于式(23) 的优化问题。

$$\hat{\boldsymbol{p}}_{0} = \operatorname*{arg\,min}_{\boldsymbol{\eta}} \left\{ \left[\sum_{l=1}^{L} \left(\boldsymbol{b}_{l}^{\mathrm{H}} \boldsymbol{\breve{U}}_{N,l} \boldsymbol{\breve{U}}_{N,l}^{\mathrm{H}} \boldsymbol{b}_{l} \right) \right] \right\}$$
(23)

其中, $\tilde{U}_{N,l}$ 表示噪声子空间 $U_{N,l}$ 的估计,通过对式 (20)中采样协方差矩阵 \tilde{R}_l 进行奇异值分解得到。

4 复杂度分析

第3节分别基于最大似然准则和特征结构分解 思想提出了两种分布源直接定位方法。与之相对应, 在分布源两步定位方法中,文献[13]和文献[18]分别 给出了估计分布源中心波达方向角和角度扩展参数 的最大似然估计方法(记为 ML-Twostep 方法)和子 空间分解方法(记为 SB-Twostep 方法)。故在本节将 对 DML-DPD, GS-DPD, ML-Twostep 和 SB-Twostep 4 种方法进行复杂度分析对比。接下来将 分别从算法执行 1 次网格搜索的乘法运算次数和算 法的搜索维数两个方面对算法的复杂度进行分析。

4.1 乘法运算次数

首先对算法的乘法运算次数进行分析。记分布 源到达第l个站 $(l = 1, 2, \dots, L)$ 的中心波达方向角为 θ_l ,产生的角度扩展为 φ_l ,未知参数矢量定义为 $\eta_l \triangleq [\theta_l, \varphi_l]^{T}$ 。

采用 ML-Twostep 方法得到对 θ_l 和 φ_l 的最大似 然估计为^[13]

$$\widehat{\boldsymbol{\eta}}_{l} = \operatorname*{arg\,min}_{\boldsymbol{\eta}_{l}} \left\{ \ln \left| \boldsymbol{R}_{l} \left(\boldsymbol{\eta}_{l} \right) \right| + \operatorname{tr} \left(\boldsymbol{R}_{l}^{-1} \left(\boldsymbol{\eta}_{l} \right) \boldsymbol{\breve{R}}_{l} \right) \right\} \quad (24)$$

采用 SB-Twostep 方法得到对 θ_l 和 φ_l 的特征结构方法估计为^[18]

$$\widehat{\boldsymbol{\eta}}_{l} = \operatorname*{arg\,min}_{\boldsymbol{\eta}_{l}} \left\{ \boldsymbol{b}_{l}^{\mathrm{H}}(\boldsymbol{\eta}_{l}) \boldsymbol{\breve{U}}_{N,l} \boldsymbol{\breve{U}}_{N,l}^{\mathrm{H}} \boldsymbol{b}_{l}(\boldsymbol{\eta}_{l}) \right\}$$
(25)

其中, \tilde{R}_{l} 表示第l个观测站上接收数据的采样协方差矩阵, $\tilde{U}_{N,l}$ 表示对 \tilde{R}_{l} 进行奇异值分解得到的对噪声子空间的估计。

由式(24)和式(25)可以发现,传统两步定位方法 代价函数的形式与 DML-DPD 方法、GS-DPD 方法 的代价函数形式相似、维数相同,所以 ML-Twostep 方法和 SB-Twostep 方法在每个搜索网格上完成的 乘法运算次数与本文所提算法相同。式(19)中的采 样协方差矩阵 \tilde{R}_l 以及噪声子空间估计 $\tilde{U}_{N,l}$ 在进行 网格搜索之前就可以计算出,不受网格遍历的影响, 故这两部分的计算复杂度可以忽略不计。通过式(19) 可知,DML-DPD 方法计算量主要包括求取行列式、 矩阵求逆以及矩阵相乘;通过式(23)可知,GS-DPD 算法计算量主要是矩阵乘法运算。考虑完成 1 次网 格搜索,这 4 种定位方法的乘法运算次数总结如表 1 所示。

表1 4种分布源定位方法复杂度分析

算法	乘法运算次数	搜索维数
DML-DPD	$O\left(L\left(M!\!+2M^3+M^2\right)\right)$	3
GS-DPD	$O\left(L\left(2M\right)\right)$	3
ML-Twostep	$O\left(L\left(M!\!+2M^3+M^2\right)\right)$	2
SB-Twostep	$O\left(L\left(2M\right)\right)$	2

4.2 搜索维数

接下来对这 4 种定位方法完成位置估计的搜索 维数进行分析。传统分布源两步定位方法的未知参 数为中心波达角和角度扩展,也即通过 2 维搜索(θ 和 φ)即可完成对中心波达角和角度扩展的估计。而 通过式(19)和式(23)可以看出,本文直接定位方法需 要通过 3 维搜索($x, y \approx \gamma$)完成对分布源位置矢量 和扩展半径的估计。直接定位方法的未知参数集扩 大了,需要搜索的维数增加了,所以直接定位法方 法的计算量比两步定位方法的计算量高,也即直接 定位方法的定位精度提升是以一定的运算量为代价 的。4 种定位方法完成位置估计所需要的搜索维数 也总结如表 1 所示。

综上所述,分布源两步定位方法的计算复杂度 低于本文所提两种直接定位方法的计算复杂度, DML-DPD方法的计算复杂度要远高于GS-DPD方 法的计算复杂度。

5 仿真分析

为验证所提方法性能,本节将对其定位精度提 升情况进行仿真。在基于角度信息点源模型的直接 定位方法中, 文献[4]的最大似然估计方法(下称 ML-DPD)和文献[10]的子空间数据融合方法(下称 SDF-DPD)虽然解决的是运动单站场景下的直接定 位问题,也可等效为静止多站直接定位问题。在分 布源两步定位方法中,文献[18]的最大似然估计方法 实现对于中心波达角参数的最优估计,然后再进行 位置解算最终得到分布源位置估计结果。因此仿真 实验主要和这3篇文献所提定位方法进行对比。仿 真假设在(0,0) km, (0,2.0) km 和(1.5,0) km 处各有 1个9元均匀直线阵,且阵元间距与波长比 $d/\lambda =$ 0.5; 分布源为高斯随机信号模型位于(0.40,1.12) km 处, 且 $|s(t)|^2 = 1$; 观测站对接收信号进行采样, 采样快拍数设为32。首先定义估计误差概率累积曲 线:

$$g_{\gamma}(x) = \frac{N_{\rm t}\left(\operatorname{err}_{\gamma} \le x\right)}{N_{\rm t}\left(\gamma\right)} \tag{26}$$

其中, x 表示分布源估计误差范围, $N_t (\operatorname{err}_{\gamma} \leq x)$ 表示在扩展半径为 γ 时估计误差小于x的仿真次数,

 $N_{\rm t}(\gamma)$ 表示扩展半径为 γ 时仿真次数。

为定量分析所提方法对分布源定位精度的提升 情况,首先将所提方法和对比文献中两种直接定位 方法进行对比。在扩展半径 $\gamma = 200 \text{ m}$ 条件下,蒙 特卡洛仿真 100 次,分别考查角度扩展服从高斯分 布和均匀分布下均方根误差(Root Mean Square Error, RMSE)性能随信噪比(Signal to Noise Ratio, SNR)变化情况, 仿真结果如图 2 所示。从图 2 可以 看出,当SNR > -5 dB 时,所提方法 RMSE 曲线能 够贴近 CRLB, 而 ML-DPD 和 SDF-DPD 方法的 RMSE 曲线始终与 CRLB 存在较大间隔, 故所提方 法的定位精度明显优于 ML-DPD 和 SDF-DPD 方法 定位精度。这是因为所提方法考虑了扩展半径γ这 一包含位置信息的参量,对观测数据所包含位置信 息利用更加充分,定位精度更高。从图中还可以看 到, DML-DPD 方法低 SNR 下的定位精度高于 GS-DPD 方法,这是由于子空间类方法低 SNR 下性 能恶化明显的共性所导致。通过对图 2(a)和图 2(b) 对比可以看出,在相同扩展半径下,扩展角为均匀 分布时的定位精度要比扩展角为高斯分布时的定位 精度更高。

为了考查扩展半径对所提方法定位精度的影响 情况,设 SNR=15 dB,扩展半径 γ 为 50 m, 150 m 和 250 m,蒙特卡洛仿真 200 次,得到角度扩展服 从高斯分布时 DML-DPD,ML-DPD,GS-DPD 和 SDF-DPD 方法随扩展半径变化的定位误差概率累 积曲线,如图 3(a)和图 3(b)所示;得到角度扩展服 从均匀分布时 DML-DPD 方法与 ML-DPD 方法随 扩展半径变化定位误差概率累积曲线,如图 3(c)所 示。综合图 3 这 3 幅图看出,随着扩展半径 γ 增大, ML-DPD 方法和 SDF-DPD 方法的估计误差迅速增 加,而所提算法定位精度下降不大,定位精度随扩 展半径变化的鲁棒性更强。以 $\gamma = 250$ m为例,由 图 3(a)和图 3(c)对比可以看到当扩展角服从高斯分 布时,DML-DPD 方法在估计误差约在 20 m 时累 积概率趋近于 1。而当扩展角服从均匀分布时, DML-DPD 方法在估计误差约在 10 m 时累积概率 趋近于 1。这也进一步验证了图 2(a)和图 2(b)对比 所得到的结论,扩展角服从均匀分布时 DML-DPD 方法的定位精度要高于服从高斯分布时定位精度。 与高斯分布相比,均匀分布下 DML-DPD 方法定位 精度对扩展半径的变化更不敏感,受扩展半径变化 的影响更小。

为了考查分布源位置对所提方法定位精度的影 响情况,在扩展角服从高斯分布和扩展半径 $\gamma =$ 600 m 条件下, 假设分布源分别位于近场 (2.5, 2.5) km 和远场(8.0,8.0) km 位置处,蒙特卡洛仿真 100 次,得到本文所提方法与 ML-DPD 方法、SDF-DPD 方法的 RMSE 随 SNR 变化曲线,如图 4 所示。从 图中可以看出,分布源位置对所提方法定位精度具 有重要影响,距离观测站距离越远,定位精度越差。 当分布源处于近场位置时,所提算法与对比算法的 误差曲线间隔最大,由扩展半径包含的位置信息所 带来的定位精度提升明显。但在远场位置处,本文 所提算法与基于"点源"模型的 ML-DPD 方法和 SDF-DPD 方法的定位性能趋于一致。这是因为扩 展半径较小,当分布源位于远场时,分布源在观测 站处可近似看成点源。由于 ML-DPD 方法和 SDF-DPD 方法是本文所提算法在点源模型下的特殊情 形,故此时所提方法和对比方法的定位性能几乎相 同。

本文所提方法不仅能够实现对分布源的直接定 位,而且还能对描述分布源散射程度的扩展半径参 数进行有效估计,进而可通过式(4)得到信号到达每 个观测站的角度扩展。图 5 展示的是在绘制图 3(a) 中 DML-DPD 算法的估计误差概率累积曲线过程 中,在不同的扩展半径条件下,蒙特卡洛仿真 200 次得到的关于扩展半径的估计结果。从图中可以看 出,本文所提方法能够较为准确地估计出扩展半径 的大小,但是随着扩展半径的增加,估计误差也在



图 2 不同分布下本文算法与点源直接定位算法 RMSE 对比曲线





图 4 分布源位于不同位置处本文方法与点源直接定位方法 RMSE 曲线



增加。扩展半径估计的准确程度和定位精度具有直接关系,扩展半径估计误差越大,定位精度越低,从侧面印证了图3中DML-DPD方法的估计误差概率累积曲线随着扩展半径变化的趋势。

以上仿真主要是在直接定位方法之间进行对 比,接下来将考查 DML-DPD 方法相比分布源两步 定位算法的定位性能提升情况。其中两步定位方法 首先采用文献[18]最大似然方法得到中心波达角的 估计,然后采用最小二乘法进行位置解算。在扩展 半径γ=100 m 条件下,蒙特卡洛仿真 100 次,分 别考查了扩展角服从高斯分布和均匀分布时两种方 法的 RMSE 随信噪比变化情况,仿真结果如图 6 所 示。从图 6 可以看出,以高斯分布为例,DML-DPD 方法在 SNR ≥ -5 dB 时即可贴近相应 CRLB,而两 步定位法在 SNR ≥ 0 dB 时才逐渐贴近 CRLB,故所 提方法在较低 SNR 下的定位精度优于两步定位方 法。这是由于在两步定位中,各站对于中心波达方 向角的估计独立进行,忽视了对所有波达方向角均 来自与同一个分布源这一约束信息的利用。另外 DML-DPD 方法充分利用了扩展半径信息,因而比 只利用中心波达方向角信息的两步定位方式定位精 度更高。

6 结束语

传统直接位置估计方法能够实现点源模型下信 号源的高精度位置估计,但对分布式信号源定位存 在精度损失。针对该问题,本文提出分布式信源存 在下的高精度直接定位方法。该方法通过对分布源 扩展半径这一位置信息充分利用,进一步提高了分 布源定位精度。仿真实验将所提方法与其他方法对 比,证明本文方法能够实现对分布式信号源的高精 度直接定位。



图 6 分布源直接定位与两步定位 RMSE 曲线

参考文献

- HAMDOLLAHZADEH M, BEHNIA F, and Nayebi M. Target direct position determination in 2D CW forward scatter radar[C]. 2016 17th International Radar Symposium (IRS), Krakow, 2016: 1–5. doi: 10.1109/IRS.2016.7497336.
- [2] TZAFRI L and WEISS A. High resolution direct position determination using MVDR[J]. *IEEE Transactions on Wireless Communications*, 2016, 15(9): 6449–6461. doi: 10.1109/TWC.2016.2585116.
- [3] WEISS A. Direct position determination of narrowband radio frequency transmitters[J]. *IEEE Signal Processing Letters*, 2004, 11(5): 513–516. doi: 10.1109/LSP.2004.826501.
- [4] OISPUU M and NICKEL U. Direct detection and position determination of multiple sources with intermittent emission[J]. Signal Processing, 2010, 90(12): 3056–3064. doi: 10.1016/j.sigpro.2010.05.010.
- [5] AMAR A and WEISS A. Localization of narrowband radio emitters based on Doppler frequency shifts[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2008, 56(11): 5500–5508. doi: 10.1109/TSP.2008.929655.
- [6] 王鼎,张刚,沈彩耀,等. 一种针对恒模信号的运动单站直接 定位算法[J]. 航空学报, 2016, 37(5): 1622-1633. doi: 10.7527/ s1000-6893.2015.0347.
 WANG Ding, ZHANG Gang, SHEN Caiyao, et al. A direct position determination algorithm for constant modulus signals with single moving observer[J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica, 2016, 37(5): 1622-1633. doi: 10.7527/ s1000-6893.2015.0347.
- [7] LI J, YANG L, GUO F, et al. Coherent summation of multiple short-time signals for direct positioning of a wideband source based on delay and Doppler[J]. Digital Signal Processing, 2016, 48(C): 58–70. doi: 10.1016/j.dsp. 2015.09.008.
- [8] 逯志宇,任衍青,巴斌,等.基于分段信号相关累加的变速度 多站联合直接定位方法[J].物理学报,2017,66(2):66-75.doi: 10.7498/aps.66.020503.

LU Zhiyu, REN Yanqing, BA Bin, *et al.* An improved direct position determination method based on correlation accumulation of short-time signals with variable velocity receivers[J]. *Acta Physica Sinica*, 2017, 66(2): 66–75. doi: 10.7498/aps.66.020503.

- [9] AMAR A and WEISS A. Direct position determination of multiple radio signals[C]. 2004 IEEE International Conference on Acoustics, Speech, and Signal Processing, Montreal, 2004, 2: II-81-II 84. doi: 10.1109/ICASSP.2004. 1326199.
- [10] DEMISSIE B, OISPUU M, and RUTHOTTO E. Localization of multiple sources with a moving array using subspace data fusion[C]. IEEE 11th International Conference on Information Fusion, Cologne, Germany, 2008: 1–7.
- [11] 冯奇,曲长文,周强. 多运动站异步观测条件下的直接定位算法[J]. 电子与信息学报, 2017, 39(2): 417-422. doi: 10.11999/ JEIT160314.

FENG Qi, QU Changwen, and ZHOU Qiang. Direct position determination using asynchronous observation of multiple moving sensors[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2017, 39(2): 417–422. doi: 10.11999/JEIT 160314.

- [12] HUANG Z and WU J. Multi-array data fusion based direct position determination algorithm[C]. IEEE 7th International Symposium on Computational Intelligence and Design, Beijing, China, 2014: 121–124. doi: 10.1109/ISCID.2014.124.
- [13] VALAEE S, CHAMPAGNE B, and KABAL P. Parametric localization of distributed sources[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 1995, 43(9): 2144–2153. doi: 10.1109/78. 414777.
- [14] WAN L, HAN G, JIANG J, et al. DOA estimation for coherently distributed sources considering circular and noncircular signals in massive MIMO systems[J]. *IEEE* Systems Journal, 2017, 11(1): 41–49. doi: 10.1109/JSYST. 2015.2445052.
- [15] YANG X, CHI C K, and ZHENG Z. Direction-of-arrival estimation of incoherently distributed sources using Bayesian compressive sensing[J]. *IET Radar, Sonar & Navigation*, 2015, 10(6): 1057–1064. doi: 10.1049/iet-rsn.2015.0336.
- [16] CAO R, GAO F, and ZHANG X. A novel angular parameters estimator for incoherently distributed sources[C]. 24th European Signal Processing Conference (EUSIPCO), Budapest, 2016: 838–842. doi: 10.1109/EUSIPCO.2016. 7760366.
- [17] RAICH R, GOLDBERG J, and MESSER H. Bearing estimation for a distributed source: Modeling, inherent accuracy limitations and algorithms[J]. *IEEE Transactions* on Signal Processing, 2000, 48(2): 429–441. doi: 10.1109/78. 823970.
- [18] TRUMP T and OTTERSTEN B. Estimation of nominal direction of arrival and angular spread using an array of sensors[J]. Signal Processing, 1996, 50(1/2): 57–69. doi: 10.1016/0165-1684(96)00003-5.
- 王大鸣: 男,1971年生,教授,博士生导师,研究方向为卫星移动通信、阵列信号处理.
- 任衍青: 男,1992年生,硕士生,研究方向为无源定位、阵列信 号处理.
- 逯志宇: 男,1989年生,博士生,研究方向为无源定位与跟踪、 通信信号处理.
- 巴 斌: 男,1985年生,讲师,博士,研究方向为信号与信息处 理、目标检测与识别.