

# 基于子协方差阵加权的三星时差定位数据综合\*

叶浩欢, 柳征, 姜文利

(国防科技大学 电子科学与工程学院, 湖南 长沙 410073)

**摘要:**为提高三星时差定位系统的定位精度,需要将系统在不同时间得到的多个定位估计结果进行统计综合。本文提出了一种基于子协方差阵加权的定位数据综合算法。该算法根据单点定位精度分析结果,先利用定位误差协方差的二维子阵的逆矩阵作为权矩阵,通过加权最小二乘估计目标空间三维坐标位置中的其中两维,再利用 WGS-84 地球模型求解另一维坐标。仿真实验表明,相比已有算法,所提新算法可以明显提高定位精度。

**关键词:**被动定位;三星;时差;多次观测;加权方法;WGS-84 模型

**中图分类号:** V243.2; TN95 **文献标志码:** A **文章编号:** 1001-2486(2012)05-0063-05

## Data integration based on sub-covariance weighting for a three-satellite TDOA-based location system

YE Haohuan, LIU Zheng, JIANG Wenli

(College of Electronic Science and Engineering, National University of Defense Technology, Changsha 410073, China)

**Abstract:** To integrate multiple location estimates obtained at different time instants by a three-satellite TDOA-based passive location system, a method based on sub-covariance weighting is proposed. Based on the outcomes of the location precision analysis of a single estimate, the algorithm yields an integrated estimate of the spatial location through a two-step process: firstly, by using the inverse of the sub-covariance as the weighting matrix, it estimated two of the three coordinates through weighted least square (WLS); secondly, it calculated the last one coordinate by solving the WGS-84 ellipsoid model function of the earth. Simulations show that the proposed method, compared with the existing methods, can significantly increase the location precision,.

**Key words:** passive location; three-satellite; TDOA; multiple observations; weighting method; WGS-84 model

时差定位方法在军事、民用领域都有相当广泛的应用<sup>[1-4]</sup>。其中,三星时差定位体制由于定位精度高、覆盖范围广等原因而在电子侦察、海洋监视等方面具有重要价值,其典型应用如美国的“白云”侦察卫星系统<sup>[5]</sup>。

已有的相关理论研究大多侧重于定位算法本身,例如线性化迭代最小二乘算法<sup>[6-7]</sup>、基于球面模型的解析算法<sup>[8]</sup>以及基于 WGS-84 地球椭球模型的解析算法<sup>[9-10]</sup>等。然而,在卫星电子侦察应用中,通常卫星一次过顶就能对地面的同一目标进行长达数分钟甚至十几分钟的持续观测,期间可产生几十甚至数百个定位结果<sup>[11]</sup>。这种情况下,如何对这些定位观测进行统计综合,以尽可能提高最终的定位精度,是实际应用中面临的一个问题。以往在工程中通常采用直接求均值的方法,这种方法虽然简单,但显然不能达到最优的综

合效果,因为不同的定位观测一般误差大小不同,甚至差异很大,采用相同的权值很不合理。若要提高综合定位估计效果,必须根据定位误差信息对不同的定位观测进行加权,文献<sup>[12]</sup>考虑了无线通信中移动台的定位综合问题,并提出利用定位精度几何稀释因子(GDOP)加权。然而,GDOP虽然可以反映定位误差绝对量的大小,但它不包含误差在各空间坐标方向上的分量之间的相关信息,因而这种方式也不是最优的。

针对上述问题,本文将致力于利用更为精确的定位误差信息,对三星时差定位多次观测数据进行加权综合。考虑到基于 WGS-84 地球模型的解析定位算法具有速度快、精度高等优点<sup>[9-10]</sup>,本文以该算法的定位结果作为观测值,进行加权综合方法研究。

\* 收稿日期:2012-03-02

基金项目:国家自然科学基金资助项目(61002026)

作者简介:叶浩欢(1984—),男,江西南康人,博士研究生,E-mail:yhh863911@yahoo.com.cn;

姜文利(通信作者),男,教授,博士生导师,E-mail:jiangwl@nudt.edu.cn

## 1 定位模型与误差分析

### 1.1 三星时差定位模型

设在地固坐标系中,某次观测时三颗卫星的三维空间坐标位置分别为  $O_i(x_i, y_i, z_i)$  (其中,  $i = 0, 1, 2$  表示卫星序号, 以下若无特别声明, 其涵义不变), 辐射源位置为  $T(x, y, z)$ , 同一辐射源信号到达三星的到达时间(Time of Arrival, TOA)分别为  $t_i$ , 由此可得卫星  $i(i = 1, 2)$  与卫星 0 的信号到达时间差(即两路时差)分别为  $\Delta t_i = t_i - t_0$ , 于是可以得到如下定位方程组<sup>[10]</sup>:

$$\begin{cases} r_1 - r_0 = c\Delta t_1 \\ r_2 - r_0 = c\Delta t_2 \\ x^2 + y^2 + \frac{z^2}{(1 - e^2)} = a^2 \end{cases} \quad (1)$$

式中,  $r_i \triangleq \sqrt{(x - x_i)^2 + (y - y_i)^2 + (z - z_i)^2}$  表示目标与各卫星间的距离,  $c$  为光速,  $a$  为地球长半轴,  $e$  为第一偏心率。方程组第三个等式表示 WGS - 84 地球椭球模型<sup>[10]</sup>, 该模型假设地表上的点都满足这一等式约束。利用三星位置以及三个 TOA 的测量值, 求解上述方程组可解析地求得辐射源位置<sup>[10]</sup>, 得到单点定位观测结果。

### 1.2 单点定位误差分析

实际应用中, 卫星位置以及 TOA 的测量都含有误差, 因而将测量值代入式(1)进行定位解算必然引入定位误差。本文假设各测量噪声都是零均值的高斯噪声, 并且只考虑它们带来的定位误差。

假设某次观测时各卫星的星址测量误差矢量以及 TOA 测量误差分别为  $\boldsymbol{\eta}_i = (\eta_{ix}, \eta_{iy}, \eta_{iz})^T$  (上标“T”表示“转置”)以及  $\eta_{it}$ , 并令  $\boldsymbol{u}_i = (u_{ix}, u_{iy}, u_{iz})^T$  表示目标与各卫星连线所在方向上的单位方向余弦矢量  $\boldsymbol{u}_i = \left( \frac{(x - x_i)}{r_i}, \frac{(y - y_i)}{r_i}, \frac{(z - z_i)}{r_i} \right)^T$ ,  $\boldsymbol{x} = [x, y, z]^T$  表示目标的真实位置矢量,  $\hat{\boldsymbol{x}} = [\hat{x}, \hat{y}, \hat{z}]^T$  表示此次观测的定位结果,  $\boldsymbol{dx} = \hat{\boldsymbol{x}} - \boldsymbol{x}$  表示定位误差矢量, 则可得定位误差协方差如下<sup>[13]</sup>

$$\boldsymbol{P}_{dx} = \boldsymbol{U}^{-1} [c^2 \boldsymbol{E}(\boldsymbol{\mu}\boldsymbol{\mu}^T) + \boldsymbol{E}(\boldsymbol{v}\boldsymbol{v}^T)] (\boldsymbol{U}^{-1})^T \quad (2)$$

$$\text{式中, 矩阵 } \boldsymbol{U} = \begin{pmatrix} u_{1x} - u_{0x} & u_{1y} - u_{0y} & u_{1z} - u_{0z} \\ u_{2x} - u_{0x} & u_{2y} - u_{0y} & u_{2z} - u_{0z} \\ x & y & \frac{z}{(1 - e^2)} \end{pmatrix},$$

$\boldsymbol{\mu} = (\boldsymbol{\mu}_1, \boldsymbol{\mu}_2, 0)^T$  (其中,  $\boldsymbol{\mu}_1 = \boldsymbol{\eta}_{0t} - \boldsymbol{\eta}_{1t}$  及  $\boldsymbol{\mu}_2 = \boldsymbol{\eta}_{0t} - \boldsymbol{\eta}_{2t}$  分别表示两路时差的测量误差),  $\boldsymbol{v} = [\boldsymbol{u}_1^T \boldsymbol{\eta}_1 -$

$$\boldsymbol{u}_0^T \boldsymbol{\eta}_0, \boldsymbol{u}_2^T \boldsymbol{\eta}_2 - \boldsymbol{u}_0^T \boldsymbol{\eta}_0, 0]^T$$

文献[13]给出的上述定位误差分析结果不含噪声方差的显式表示。考虑到各卫星的观测是独立的, 因此, 本文假设三星的 TOA 测量误差互不相关, 且方差同为  $\sigma_i^2$ , 即  $\boldsymbol{E}[\boldsymbol{\eta}_i^T] = \sigma_i^2$ ; 另外假设各卫星之间的星址测量误差互不相关, 同一卫星位置各坐标方向的测量误差互不相关, 且方差同为  $\sigma_s^2$  (即  $\boldsymbol{E}[\boldsymbol{\eta}_i \boldsymbol{\eta}_i^T] = \sigma_s^2 \boldsymbol{I}$ )。这样, 通过简单分析, 可得在式(2)中

$$\begin{cases} \boldsymbol{E}(\boldsymbol{\mu}\boldsymbol{\mu}^T) = \sigma_i^2 \boldsymbol{K} \\ \boldsymbol{E}(\boldsymbol{v}\boldsymbol{v}^T) = \sigma_s^2 \boldsymbol{K} \end{cases} \quad (3)$$

其中,  $\boldsymbol{K} = \begin{pmatrix} 2 & 1 & 0 \\ 1 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$ 。于是, 可将式(2)进一步表

示成

$$\boldsymbol{P}_{dx} = \boldsymbol{E}(\boldsymbol{dx}\boldsymbol{dx}^T) = \boldsymbol{U}^{-1} \boldsymbol{K} (\boldsymbol{U}^{-1})^T (c^2 \sigma_i^2 + \sigma_s^2) \triangleq \boldsymbol{A} \sigma^2 \quad (4)$$

式中,  $\sigma^2 \triangleq c^2 \sigma_i^2 + \sigma_s^2$  为测时噪声方差与星址测量误差的线性组合, 矩阵因子  $\boldsymbol{A} \triangleq \boldsymbol{U}^{-1} \boldsymbol{K} (\boldsymbol{U}^{-1})^T$ , 它只与卫星以及目标位置有关。于是将  $\boldsymbol{P}_{dx}$  分解成了“位置项” $\boldsymbol{A}$  与“噪声项” $\sigma^2$ , 这两项相对独立, 意味着当测量噪声不变时,  $\boldsymbol{A}$  与  $\boldsymbol{P}_{dx}$  等价。

当三星以一定轨道飞行时, 卫星位置不断变化, 导致式(4)中的因子  $\boldsymbol{A}$  也不断变化, 意味着不同定位观测的误差也将不同, 因而定位误差具有时变特性。这种情况下, 对不同时刻的多次定位观测进行统计综合时, 以往工程中常用的直接求均值的方式不是最优的, 而应根据定位误差分别加权, 以下将给出本文的加权综合方法。

## 2 加权综合方法

### 2.1 最小二乘加权综合

假设第  $j(j = 1, 2, \dots, m)$  次观测的定位结果以及误差分别为  $\hat{x}_j$  以及  $dx_j$ , 则  $\hat{x}_j = x + dx_j$ , 于是,  $m$  次观测对应的观测矢量可以表示成

$$\hat{\boldsymbol{X}} = \boldsymbol{H}\boldsymbol{x} + \boldsymbol{V} \quad (5)$$

式中  $\hat{\boldsymbol{X}}$  与  $\boldsymbol{V}$  同为  $3m$  维的矢量,  $\hat{\boldsymbol{X}} = [\hat{x}_1^T, \dots, \hat{x}_m^T]^T$ ,  $\boldsymbol{V} = [dx_1^T, \dots, dx_m^T]^T$ ;  $\boldsymbol{H} = [\boldsymbol{I}_1, \dots, \boldsymbol{I}_m]^T$ ,  $\boldsymbol{I}_j$  为  $3 \times 3$  的单位矩阵。假设  $\boldsymbol{C} = \boldsymbol{E}(\boldsymbol{V}\boldsymbol{V}^T)$  为  $m$  次观测误差的协方差, 则根据式(5)的观测模型, 对目标位置进行加权最小二乘估计<sup>[14]</sup>, 易得

$$\hat{\boldsymbol{x}}_{WLS} = (\boldsymbol{H}^T \boldsymbol{C}^{-1} \boldsymbol{H})^{-1} \boldsymbol{H}^T \boldsymbol{C}^{-1} \hat{\boldsymbol{X}} \quad (6)$$

其中

$$C = \begin{bmatrix} E(\mathbf{dx}_1\mathbf{dx}_1^T) & E(\mathbf{dx}_1\mathbf{dx}_2^T) & \cdots & E(\mathbf{dx}_1\mathbf{dx}_m^T) \\ & E(\mathbf{dx}_2\mathbf{dx}_2^T) & \cdots & E(\mathbf{dx}_2\mathbf{dx}_m^T) \\ & & \ddots & \vdots \\ & & & E(\mathbf{dx}_m\mathbf{dx}_m^T) \end{bmatrix} \quad (7)$$

矩阵  $C$  是一个  $3m \times 3m$  的高维矩阵,直接求逆运算的计算量大。定义  $C_{ij} \triangleq E(\mathbf{dx}_i\mathbf{dx}_j^T)$  ( $i, j = 1, 2, \dots, m$ ),用以表示第  $i, j$  两次观测误差的互协方差,则  $C \triangleq (C_{ij})_{m \times m}$ 。由于不同的定位观测是在不同时刻独立进行的,因此,可以认为它们之间的相关性为 0,即  $C_{ij} = 0$  ( $i \neq j$ ),将其代入式(6),有

$$\hat{\mathbf{x}}_{WLS} = \left( \sum_{j=1}^m C_{jj}^{-1} \right)^{-1} \sum_{j=1}^m C_{jj}^{-1} \hat{\mathbf{x}}_j \quad (8)$$

式中,  $C_{jj}$  即是第  $j$  次观测的定位误差协方差,可以参考式(4)得到,它是一个  $3 \times 3$  的矩阵。需要说明的是,式(4)的  $P_{dx}$  泛指单次观测的定位误差协方差。

以上结果似乎表明,可以利用定位误差协方差的逆矩阵作为加权矩阵,对多次定位观测结果进行加权综合。然而,实际上协方差矩阵  $C_{jj}$  ( $j = 1, \dots, m$ ) 都是奇异矩阵,它们的秩为 2,都不可逆。这一点由单点定位误差协方差的表示式(4)可以看出,该式中,  $U^{-1}$  满秩,  $K$  的秩为 2,从而使得  $\text{rank}(P_{dx}) = 2$  ( $\text{rank}(\cdot)$  表示求秩运算)。因此,直接利用定位误差协方差加权是不可行的,本文以下将针对性地解决这一问题。

## 2.2 子协方差阵加权综合

### (1) 加权方法

如前所述,单次定位观测即是解方程组(1)的过程,因而定位结果都须满足该式中的 WGS-84 地球椭球方程,意味着只要已知目标三维坐标中的任意两维,就可以通过解方程得到另一维的坐标。因此,只要对两个坐标方向上的观测进行统计综合,使它们对应的误差减小,即使最终的估计误差减小。本文考虑  $X, Y$  两个方向,这两个方向上的单次观测误差协方差对应于  $C_{jj}$  左上角四个元素构成的子阵,这里将其表示成  $C_{jj,s}$ 。理论上,只要  $C_{jj,s}$  可逆,利用  $C_{jj,s}^{-1}$  进行加权最小二乘统计综合,可使  $X, Y$  方向的误差最小。

为说明  $C_{jj,s}$  可逆,假设该次定位三个坐标方向的误差分别为  $dx, dy, dz$ , 则

$$(x + dx)^2 + (y + dy)^2 + \frac{(z + dz)^2}{(1 - e^2)} = a^2 \quad (9)$$

而目标真实位置  $\mathbf{x} = (x, y, z)^T$  同样满足  $x^2 +$

$y^2 + \frac{z^2}{(1 - e^2)} = a^2$ , 将其代入上式,并忽略误差的平方项,有

$$x dx + y dy + \frac{z dz}{(1 - e^2)} = 0 \quad (10)$$

上式意味着  $dy$  与  $dx$  线性无关。这可以通过反证法说明:假设  $dy$  与  $dx$  线性相关(即  $dx = \rho dy, \rho$  为常数),则由式(10)可得,  $dz = (1 - e^2)(x\rho + y)dy$ ,即  $dz$  也与  $dy$  线性相关。 $dx, dy$  与  $dz$  两两线性相关使得  $\text{rank}(C_{jj}) = 1$ ,与“ $\text{rank}(C_{jj}) = 2$ ”的事实不符,因而假设不成立。由于  $dy$  与  $dx$  线性无关,使得  $C_{jj,s} = E((dx, dy)(dx, dy)^T)$  是非奇异矩阵,因而可逆。

于是,先对  $X, Y$  两个方向的定位结果进行加权最小二乘综合。设  $\hat{\mathbf{x}}_{j,s} = (\hat{x}_j, \hat{y}_j)^T$  为目标第  $j$  次定位观测对应的  $X, Y$  坐标,则统计综合结果为

$$\hat{\mathbf{x}}_s = \left( \sum_{j=1}^m C_{jj,s}^{-1} \right)^{-1} \sum_{j=1}^m C_{jj,s}^{-1} \hat{\mathbf{x}}_{j,s} \quad (11)$$

其中  $\hat{\mathbf{x}}_s = [\hat{x}, \hat{y}]^T$ 。在此基础上,把  $\hat{x}, \hat{y}$  代入地球椭球方程,即可求解出  $\hat{z}$ ,最终得到目标位置的综合估计结果为  $\hat{\mathbf{x}} = [\hat{x}, \hat{y}, \hat{z}]^T$ 。

根据式(4),  $C_{jj}$  与真实的目标以及卫星位置有关,而实际只能得到这两者的含噪观测,因而只能利用它们对作为  $C_{jj}$  子阵的  $C_{jj,s}$  进行估计。实际中,卫星位置一般通过导航或测控得到,其误差可控制百米以内;目标位置的观测值即是各单次定位结果,三星时差定位体制的定位精度本来就较高(例如当卫星轨道高度 1000km 左右时,定位误差可控制在 km 量级<sup>[5]</sup>),通过对所有观测点进行统计平均,可使精度进一步提高。另一方面,由式(4)可知,  $C_{jj,s}$  主要取决于单位方向余弦矢量  $\mathbf{u}_i = \left( \frac{(x - x_i)}{r_i}, \frac{(y - y_i)}{r_i}, \frac{(z - z_i)}{r_i} \right)^T$ 。一般目标与卫星距离  $r_i$  可达上千 km,其量级远大于卫星及目标位置的观测误差。因此,可以直接将卫星位置观测以及目标定位观测的统计均值代入式(4)对  $C_{jj,s}$  进行估计,这样产生的偏差很小,可以忽略。

另外,  $C_{jj,s}$  还与测量噪声  $\sigma^2$  有关。实际应用时,在较短时间内,可以认为测量噪声不变,于是在权矩阵计算时可无需噪声方差大小的先验信息,只需计算式(4)中的“位置项”,这也是本文方法的优势之一。

由于以上综合处理方法采用以误差协方差的子阵构成权矩阵,因此,本文将其称为“子协方差阵加权综合”方法,以下分析其理论精度。

### (2) 理论精度

设综合结果  $\hat{x}$  的估计误差协方差为

$$P_{\hat{x}} = \begin{bmatrix} \sigma_x^2 & \sigma_{xy} & \sigma_{xz} \\ \sigma_{xy} & \sigma_y^2 & \sigma_{yz} \\ \sigma_{xz} & \sigma_{yz} & \sigma_z^2 \end{bmatrix} \quad (12)$$

其中,  $P_{\hat{x}}$  左上四个元素构成的子阵即为  $\hat{x}_s$  的估计误差协方差, 若将其表示成  $P_{\hat{x}_s}$ , 则根据估计式 (11) 可得

$$P_{\hat{x}_s} = \left( \sum_{j=1}^m C_{j,s}^{-1} \right)^{-1} \quad (13)$$

另外, 根据式 (10) 所示的  $dz$  与  $dx$ 、 $dy$  的关系, 可得

$$\begin{cases} \sigma_{xz} = - (x\sigma_x^2 + y\sigma_{xy}) \frac{(1 - e^2)}{z} \\ \sigma_{yz} = - (y\sigma_y^2 + x\sigma_{xy}) \frac{(1 - e^2)}{z} \\ \sigma_z^2 = - (x^2\sigma_x^2 + 2xy\sigma_{xy} + y^2\sigma_y^2) \frac{(1 - e^2)}{z} \end{cases} \quad (14)$$

这样, 综合式 (13)、(14), 可以得到  $P_{\hat{x}}$ 。于是, 若用精度几何稀释因子 (GDOP) 表示定位误差, 则可得综合处理后目标位置的估计理论误差为

$$GDOP = \text{trace}(P_{\hat{x}}) = \sqrt{\sigma_x^2 + \sigma_y^2 + \sigma_z^2} \quad (15)$$

### 3 仿真结果

#### 3.1 仿真场景

为了验证本文算法, 采用图 1 所示的场景进行仿真实验。由于不便在三维空间中表示卫星与目标之间的相对位置关系, 图中仅给出了其中一颗卫星 (A 星) 的星下点 (即卫星和球心连线与

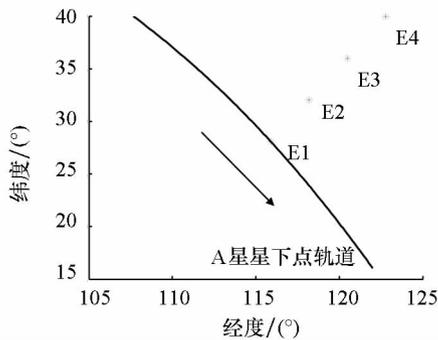


图 1 仿真场景示意图

Fig. 1 Simulation condition demonstration

地面的交点) 轨迹以及 4 个待观测目标的经纬度, 用以示意目标距离星下点轨迹的相对远近。实际上, 三星轨道数据由 STK 软件生成, 卫星高度约 1100km, 星间距保持在 100km 左右, 飞行时间 500s, 每隔 5s 对各目标进行一次定位, 使各目标具有 100 次单点定位观测。4 个待观测目标在

大致垂直于 A 星星下点轨迹的方向上设置, 其中, E1 位于轨迹中心。各目标与轨迹的最近距离分别为: E1 (0km), E2 (490km), E3 (980km), E4 (1460km)。单点定位时, 星址测量误差标准差为 150m, TOA 测时误差标准差为 80ns。

另外, 在图 2 中给出了各单点观测的理论 GDOP, 以便后续进行综合效果对比。图中显示目标距卫星越远, 定位精度越低; 另外, 从 E1 到 E4, 相应的 100 个定位点的定位误差变化范围依次增大。

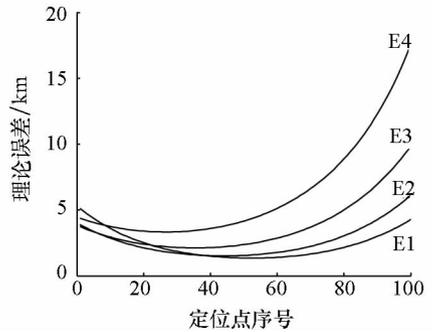


图 2 各定位点的 GDOP

Fig. 2 GDOP of each position observation

#### 3.2 实验结果

为验证本文算法性能, 将其与工程中常用的平均权值法 (即统计所有单点定位结果的均值) 以及 GDOP 加权法 (即以各定位点的 GDOP 的倒数作为权值) 作对比。依次取各目标的前  $N$  ( $N = 20, 21, \dots, 100$ ) 个定位观测点进行综合统计, 通过 1000 次蒙特卡罗仿真, 统计各种方法处理后的圆概率误差 (CEP)<sup>[15]</sup>, 结果如图 3 (a) ~ (d) 所示。对比图 3 与图 2 可知, 通过综合处理, 所有方法均能大幅提高目标的定位精度, 综合定位精度即使比最优的单点定位精度都要高数倍以上。从图 3 (a) ~ (d) 中还可以发现, 子协方差阵加权的效果最好, 而且, 它相对于其他两种方法的优势随着定位点误差变化范围的增大而越加明显, 特别是对 E4 的综合定位精度比其他两种方法有大幅提高。实际上, 平均权值法的理想条件要求各定位点误差相等, 而 GDOP 加权法则要求误差各坐标分量之间无相关性, 当各定位点的误差变化很大时, 实际情况就大大偏离了它们的理想条件, 从而降低了它们的效果; 本文方法由于能充分利用定位误差分布的信息, 因而在各种情况下均能达到很好的处理效果。

另外, 本文方法需要利用含噪的卫星及目标位置观测值对权矩阵进行估计。为了分析由位置观测噪声导致的权矩阵估计偏差带来的影响, 分

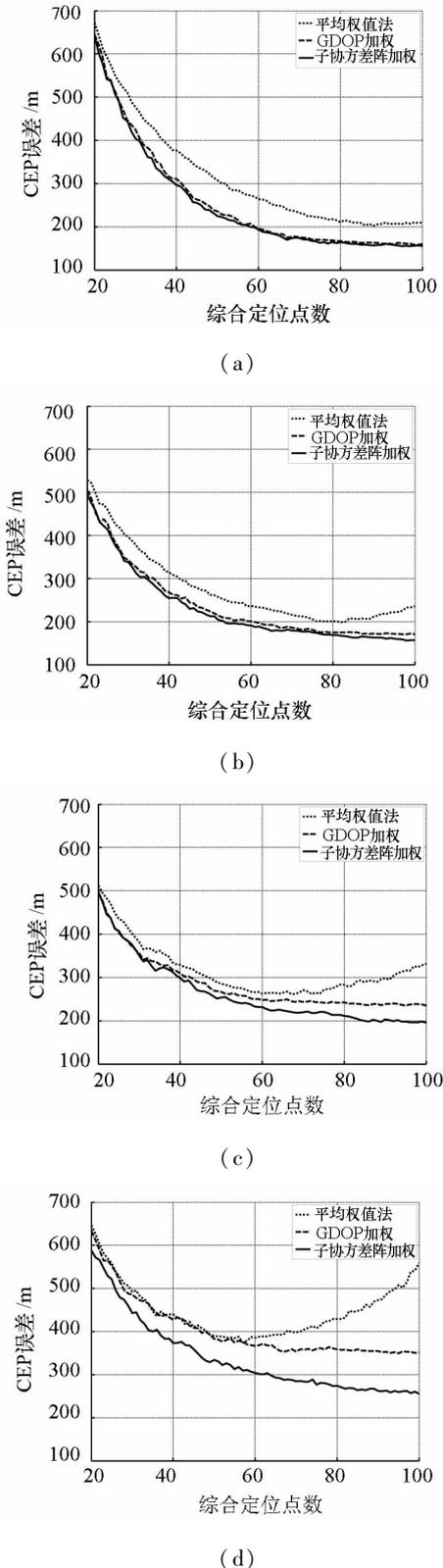


图3 综合定位效果对比,其中(a)~(d)分别对应于目标E1~E4

Fig.3 Comparisons of combined position precisions, with (a)~(d) for targets E1~E4 respectively

别以精确位置以及含噪位置观测计算权矩阵,对4个目标的100个定位点进行综合处理,其精度分别如表1中的第1、2行所示。可以看出,子协方差阵的估计偏差对最终的综合定位影响甚微。

另外,为了定量对比几种加权方法的效果,表1的第3、4行还给出了另外两种方法的处理效果。对比几种方法对E4的综合定位精度可以看出,利用子协方差阵加权比平均权值的效果好一倍以上,比GDOP加权好30%,充分显示了本文方法在定位点误差变化范围较大时的优势。

表1 综合100个定位点的精度对比

Tab.1 Comparisons of precisions after combining 100 observations

	E1	E2	E3	E4
精确子协方差加权(m)	155.5	163.2	199.7	266.0
估计子协方差加权(m)	155.7	163.1	199.9	266.3
GDOP加权(m)	160.2	170.7	235.1	351.5
平均权值(m)	204.2	226.5	327.3	558.7

### 4 结论

在一次航过观测时间内,卫星对同一地面辐射源进行被动侦察定位时会产生多个定位观测结果,有必要对这些结果进行统计综合处理,以提高最终的定位精度。本文重点研究了三星时差定位多次观测的加权综合方法。首先,为了利用更为精确的定位误差信息进行加权,通过单点定位精度分析,得到了误差协方差的解析表示;然后,将定位观测表示成线性模型,推导了目标位置的加权最小二乘估计式,但该估计式由于误差协方差阵是奇异矩阵而实际不可用。针对这一问题,提出了一种基于子协方差阵加权的综合算法,该算法先利用定位误差协方差的二维子阵的逆作为权矩阵,通过加权最小二乘估计目标三维坐标位置中的两维,再利用WGS-84地球模型求解另一维坐标。另外,本文还对算法的合理性及其理论精度进行了分析。仿真结果表明,本文算法的综合定位估计效果相比以往算法有很大提高,尤其是在定位观测点误差变化较大的情况下。本文提出的相关方法可以推广应用到其他定位体制的定位观测数据综合问题中。

### 参考文献(References)

[1] Wang G, Chen H. An importance sampling method for TDOA-based source localization[J]. IEEE Transactions on Wireless Communications, 2011, 10(5): 1560-1568.

[2] Martin R K, Yan C, Fan H H, et al. Algorithms and bounds for distributed TDOA-based positioning using OFDM signals[J]. IEEE Transactions on Signal Processing, 2011, 59(3): 1255-1268.

[3] Martin-Escalona I, Barcelo-Arroyo F, Ciurana M. Passive TDOA location in mobile ad-hoc networks[C] //Proceedings. of IEEE International Congress on Ultra Modern Telecommunications and Control Systems, 2010: 1218-1225.

- J eds. Eurocrypt 1999, LNCS, Springer, Heidelberg, 1999, 1592: 12 - 23.
- [2] Knudsen L. DEAL—a 128 - bit block cipher[R]. Technical Report 151, Department of Informatics, University of Bergen, Bergen, Norway, 1998.
- [3] Wu W, Zhang L, Zhang W. Improved impossible differential cryptanalysis of reduced - round camellia [C]//Avanzi R, Keliher L, Sica F eds. SAC 2008, LNCS, Springer, Heidelberg, 2009, 5381: 442 - 456.
- [4] Zhang W, Wu W, Feng D. New results on impossible differential cryptanalysis of reduced AES [C]//ICISC 2007, LNCS, Springer, Heidelberg, 2007, 4817: 239 - 250.
- [5] MalaH, Shakiba M, Dakhilalian M, et al. New results on impossible differential cryptanalysis of reduced - round camellia [C]//SAC 2009, LNCS, Springer, Heidelberg, 2009, 5867: 281 - 294.
- [6] Wang W, Wang X. Impossible differential cryptanalysis of CLEFIA - 128/192/256 [J]. Journal of Software, 2009, 20 (9): 2587 - 2596.
- [7] Lee C, Jun K, Jung M, et al. Zodiac version 1.0 (revised) architecture and specification[R]. Standardization Workshop on Information Security Technology. Korean Contribution on MP18033, ISO/IEC JTC1/SC27 N2563. <http://www.Kiss.or.kr/seed/index.html>.
- [8] Hong D, Sung J, Moriai S, et al. Impossible differential cryptanalysis of Zodiac [C]//FSE 2001, LNCS, Springer, Heidelberg, 2002, 2355: 300 - 311.
- [9] 孙兵, 张鹏, 李超. Zodiac 算法的不可能差分和积分攻击[J]. 软件学报, 2011, 22(8): 1911 - 1917.
- SUN Bing, ZHANG Peng, LI Chao. Impossible differential and integral cyptanalysis of Zodiac [J]. Journal of Software. 2011, 22(8): 1911 - 1917. (in Chinese)
- [10] Shakiba M, Dakhilalian M, Mala H. An improved impossible differential cryptanalysis of Zodiac[J]. Journal of Systems and Software. 2010, 83: 702 - 709.
- [11] Ji W, Hu L. Square attack on reduced-round Zodiac cipher [C]//ISPEC 2008, LNCS, Springer, Heidelberg, 2008, 4991: 377 - 391.
- [12] 张鹏, 李瑞林, 李超. Zodiac 算法新的 Square 攻击[J]. 电子与信息学报, 2010, 32(11): 2790 - 2794.
- ZHANG Peng, LI Ruilin, LI Chao. New square attack on Zodiac[J]. Journal of Electronics & Information Technology, 2010, 32(11): 2790 - 2794. (in Chinese)
- 
- (上接第 67 页)
- [4] Carevic D. Automatic estimation of multiple target positions and velocities using passive TDOA measurements of transients [J]. IEEE Transactions on Signal Processing, 2007, 55(2): 424 - 436.
- [5] Obozreniye V. The U. S. navy's "white cloud" space borne ELINT system[J]. Foreign Military Review, 1993(7): 57 - 60.
- [6] Foy W H. Position-location solutions by Taylor-series estimation[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1976, 12(2): 187 - 194.
- [7] Torrieri J D. Statistical theory of passive location systems[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1984, 20(2): 183 - 198.
- [8] Mellen G, Pachter M, Raquet J. Closed-form solution for determining emitter location using time difference of arrival measurements [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2003, 39(3): 1056 - 1058.
- [9] Ho K C, Chan Y T. Solution and performance analysis of geolocation by TDOA [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1993, 26(5): 748 - 753.
- [10] 谢恺, 钟丹星, 邓新蒲, 等. 一种空间时差定位的新算法[J]. 信号处理, 2006, 22(2): 129 - 135.
- XIE Kai, ZHONG Danxing, DENG Xinpu, et al. A new algorithm for the time difference location in aerospace[J]. Signal Processing, 2006, 22(2): 129 - 135. (in Chinese)
- [11] 刘海军, 叶浩欢, 柳征, 等. 基于星载干涉仪测向的辐射源定位综合算法[J]. 国防科技大学学报, 2009, 31(6): 110 - 114.
- LIU Haijun, YE Haohuan, LIU Zheng, et al. Integration algorithm of emitter location based on satellite-borne interferometer[J]. Journal of National University of Defense Technology, 2009, 31(6): 110 - 114. (in Chinese)
- [12] 刘林, 范平志, 邓平. 基于 GDOP 加权的 GSM 移动台位置估计数据融合[J]. 电波科学学报, 2007, 22(3): 486 - 490.
- LIU Lin, FAN Pingzhi, DENG Ping. Data fusion based on GDOP weighting for GSM mobile position estimation [J]. Chinese Journal of Radio Science, 2007, 22(3): 486 - 490. (in Chinese)
- [13] 钟丹星, 邓新蒲, 周一宇. 基于 WGS - 84 椭球模型的卫星测时差定位精度分析[J]. 电子对抗技术, 2002, 17(5): 18 - 21.
- ZHONG Danxing, DENG Xinpu, ZHOU Yiyu. Precision analysis of satellites DTOA location based on WGS-84 ellipsoid model [J]. Chinese Journal of Electronic Countermeasure Technology, 2002, 17(5): 18 - 21. (in Chinese)
- [14] Kay S M. Fundamentals of statistical signal processing: estimation theory[M]. New Jersey: Prentice Hall PTR, 1993.
- [15] Zhang D Q, Chang S F. Detecting image near-duplicate by stochastic attributed relational graph matching with learning [C] //Proceedings of ACM Multimedia, 2004: 877 - 884.