

利用判决抑制 CDMA 系统 下行链路移动台定位中的多址干扰

华 云, 龚耀寰, 何 芳
(电子科技大学电子工程学院, 四川成都 610054)

摘 要: 本文深入分析了 CDMA 系统中利用下行链路信号进行移动台定位存在的多址干扰(MAI)问题. 通过数学推导提出了一种判决算法, 该算法可以计算出信号到达时间(ToA)估计的准确程度, 去除不可靠的测量结果, 提高定位精度. 算法实现简单, 仿真结果表明, 该算法可以大幅度提高定位精度.

关键词: CDMA; 下行链路导频信号; MAI; TDoA; ToA

中图分类号: TN929. 533 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112 (2003) 10-1456-05

Using Decision to Suppress MAI of Downlink Positioning Signal in CDMA Mobile Communications Systems

HUA Yun, GONG Yao-huan, HE Fang

(Dept. of E&E, University of Elec. Science & Technology, Chengdu, Sichuan 610054, China)

Abstract: In this paper we first analyzed the effect of MAI in CDMA mobile communication when using downlink signal to position mobile station, and then proposed an algorithm through mathematical derivation. Using this algorithm we can calculate the reliability of the estimation of Time of Arrive of downlink signal, get rid of the result that is not reliable, and improve the veracity of location estimation. The algorithm is very simple. Simulation results demonstrate that the proposed algorithm can reduce error of location estimation very greatly.

Key words: CDMA; downlink pilot signal; MAI; TDoA; ToA

1 引言

自从美国联邦通信委员会(FCC)于1996年发布E911条例以来,随着移动通信市场的不断膨胀,移动台定位服务巨大的市场前景逐渐显现出来,如紧急救助电话服务、被盗车辆跟踪、智能运输系统(ITS)以及移动通信网络的布置和优化等^[1]. 一些人甚至认为在今后的移动通信系统中,定位技术将是一项推动许多潜力巨大的应用的关键技术,例如移动电子商务^[2]. 潜在的巨大需求推动了技术的发展,使得对移动通信网络中移动台定位技术的研究日趋活跃.

近几年来,随着研究的深入,各种定位方法相继提出. 这些方法利用小区ID、信号强度、信号到达时间(ToA)或到达时间差(TDoA)、到达角度(AoA)以及GPS实现对移动台的定位^[1,3,4]. 其中,利用信号到达时间或时间差的方法由于实现相对简单,精度较好而受到广泛重视.

由于CDMA在3G中所占据的重要地位,CDMA系统中移动台定位技术成为研究的热点. CDMA系统基于时间定位方法的基本原理是:利用扩频码对接收信号进行滑动相关,根据相关峰值的位置估计移动台和服务基站以及相邻几个基站信

号的ToA或TDoA,通过几何圆周定位或双曲线定位确定移动台的位置^{[1][2]}. 在CDMA系统中,多址干扰(MAI)的存在会使得ToA和TDoA测量误差急剧增加,导致定位精度恶化. 这一效应在上行链路的表现尤为严重,并且由于本小区存在的众多用户使得MAI难以去除^[7]. 当利用下行链路进行定位时,目标移动台所在小区服务基站的信号又会成为强干扰,使得离服务基站较近的区域成为定位盲区^[11]. OTDOA-IPDL(Observed Time Difference of Arrive-Idle Period DownLink)方法能够以很少的系统容量损失为代价来解决这一问题,并成为国际标准化组织3GPP推荐的几种定位方法之一. 但是OTDOA-IPDL定位方法只能去除服务基站信号带来的干扰,当移动台与若干邻近基站间的距离相差较大时,邻近基站下行链路信号相互间的干扰也会使得测量误差增大,降低定位的精度. 当受到严重干扰的基站信号被选作定位信号时,相应ToA测量结果会出现很大偏差,导致定位精度严重恶化. 因此,如何甄选出质量较好的基站信号作为定位信号成为问题的关键. 已有的研究结果中,大多采用接收信号的强度作为判定相应基站信号是否被严重干扰的标准^[5,6],这显然是不能够令人信服的.

本文通过数学推导,提出一种判定方法,利用该方法判定 T_oA 测量结果的置信度是否在设定置信度门限以上,从而去除不可靠的测量结果,提高定位精度.算法实现简单,仿真结果证明,该算法可以大幅提高定位精度.

2 OTDOA-IPDL 移动台定位方法以及多址干扰对定位精度的影响

去除服务基站信号对邻近基站信号干扰最简单的方法就是完全停止发射服务基站下行链路信号.OTDOA-IPDL 定位方法正是基于这一思路提出的,其要点是^[5]:服务基站在很短的固定长时间内完全停止发送所有信号,我们称这一时间间隔为空闲周期 (*Idle Period*).在此期间,目标移动台检测邻近基站中不处于空闲周期状态的基站发送的定位信号并求得这些基站信号到达目标移动台的时间 (T_oA) 以及相互之间的到达时间差 ($TDoA$).为了尽量避免邻近基站中有太多的基站处于空闲周期,增加参与定位的基站的数目,进一步提高定位的精度,基站一般以伪随机的方式产生空闲周期,而且目标移动台事先知道服务基站以何种伪随机方式产生空闲周期,因而能够在正确的时刻检测邻近基站信号,开始定位操作.OTDOA-IPDL 定位方法的一种改进是 TA-IPDL 定位方法 (*Time Aligned, Idle Period DownLink*)^[6],在 TA-IPDL 定位方法中,目标移动台周围基站(包括服务基站)同时停止所有信号的发送,进入空闲周期.在空闲周期,每个基站伪随机的选择发送定位信号或者不发送信号.目标移动台在此期间,检测所有基站信号并求得基站间信号的到达时间差.由于在空闲周期基站仅发送定位信号,其他信道信号(如业务信道信号等)均不发送,因此基站间多址干扰将会减轻,信号的载干噪比 ($C/(I+N)$) 比 OTDOA-IPDL 方法要高.

无论是 OTDOA-IPDL 或 TA-IPDL,其目的都是为了减轻多址干扰.但是基站间的相互干扰依然存在,当目标移动台距离一些基站较近同时又离另一些基站较远时,多址干扰会严重影响距离较远的基站 T_oA 和 $TDoA$ 测量结果的准确性,使得计算出的移动台位置产生很大的偏差.考虑基站如图 1 所示布置并建立相应坐标系,每个小区半径为 6000m,目标移动台处于基站 0 所在小区中.当服务基站处于空闲周期时,为了提

高定位的精度,目标移动台需要周围尽可能多的基站参与定位.假设目标移动台接收到周围六个邻近基站发出的定位信号,利用相应基站的特征波形对接收信号进行滑动相关,并根据局部相关峰值的位置估

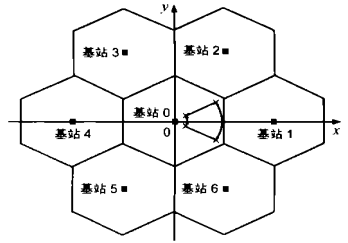


图 1 基站位置分布以及采用的坐标系
设计相应基站信号到达移动台的时间并据此计算出基站间彼此的到达时间差.

图 2 给出了当移动台位于坐标点 ($x = 6000m, y = 0m$) 和 ($x = -6000m, y = 0m$) 时,目标移动台接收到周围基站定位信号与基站 1 特征波形进行滑动相关后的仿真结果,仿真时使用的模型和相应参数的描述参见本文第 4 部分.显然,当目标移动台位于坐标点 ($-6000m, 0m$) 时,与之距离较近的基站 3、4、5 对基站 1 的信号产生强烈干扰,使得特征波形与基站 1 信号完全同步时产生的相关峰由于强烈的多址干扰而被淹没,导致 T_oA 测量结果产生很大的误差.事实上,当目标移动台位于坐标点 ($6000, 0$) 时,误差为 $40.7ns$ (折合 $40.7 \times 10^{-9} \times 3 \times 10^8 = 12.21m$);位于坐标点 ($-6000, 0$) 时,误差为 $54.65\mu s$ (折合 $54.65 \times 10^{-6} \times 3 \times 10^8 = 16394m$).如果具有较大误差的 T_oA 测量结果参与定位计算时,势必会产生很大的定位误差.

3 利用滑动相关测量信号到达时间时测量结果置信度的计算及测量结果判定算法的提出

假设移动台接收到邻近 K 个基站发出的定位信号,每个基站发出的信号包含有 L 个多径,并且载波良好同步,则接收信号的基带表示为:

$$y(t) = \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L a_{kl} r_{kl}(t) b_k [i] S_k(t - i T_b - \tau_{kl}) + n(t) \quad (1)$$

其中: a_{kl} 、 τ_{kl} 分别为第 k 个基站第 l 条多径的幅度和时延,并且满足 $\tau_{11} < \tau_{12} < \dots < \tau_{1L} < \tau_{21} < \tau_{22} < \dots < \tau_{KL}$; $r_{kl}(t)$ 表示第 k 个基站第 l 条多径信号包络的幅值,假定 $r_{kl}(t)$ 为服从 Rayleigh 分布的独立随机过程; $b_k [i]$ 为第 k 个基站在时间段 $[i T_b, (i + 1) T_b]$ 发送的第 i 个比特; $S_k(t)$ 为分配给第 K 个基站的确定性特征波形; T_b 为比特长度,设分配给每一个基站的特征波形长度均为 N ; $n(t)$ 为符合标准正态分布的加性高斯白噪声; σ 为接收噪声的标准差.当利用基站 1 特征波形 $S_1(t)$ 对接收信号进行滑动相关,并根据相关结果局部峰值的位置来估计 τ_{11} 时,希望当 $y(t)$ 与 $S_1(t - \tau_{11})$ 相关时,取得局部峰值,其相关结果可表示为

$$R_{11} = \int_{\tau_{11}}^{\tau_{11} + T_b} y(t) S_1(t - \tau_{11}) dt \quad (2)$$

若采用导频信号作为定位信号,由于导频序列一般是全 1 序列,则式(1)可以简化为

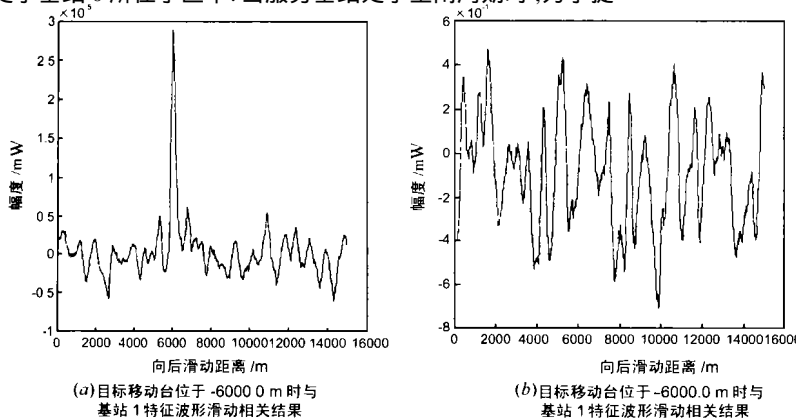


图 2 目标移动台位于不同位置时与基站 1 特征波形滑动相关结果

$$y(t) = \sum_{i=1}^M \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L a_{kl} r_{kl}(t) S_k(t - iT_b - \tau_{kl}) + n(t) \quad (3)$$

将式(3)代入式(2),并假设扩频码足够长,不至于产生距离模糊,则

$$R_{11} = \int_{-T_b/2}^{T_b/2} r_{11}(t) dt + \sum_{l=2}^L a_{1l} \left[\int_{-T_b/2}^{T_b/2} r_{1l}(t) S_1(t - \tau_{1l}) S_1(t + T_b - \tau_{1l}) dt + \sum_{k=2}^K \sum_{l=1}^L a_{kl} \left[\int_{-T_b/2}^{T_b/2} r_{kl}(t) S_1(t - \tau_{11}) S_k(t + T_b - \tau_{kl}) dt + \int_{-T_b/2}^{T_b/2} r_{kl}(t) S_1(t - \tau_{11}) S_k(t - \tau_{kl}) dt \right] \right] \quad (4)$$

为了简化分析,假设多径时延 τ_{kl} 是码片长度 T_c 的整数倍,此时 $S_1(t - \tau_{11})$ 与任意一个基站任意一条多径信号都在码片边缘对齐.令 $r_{kl}(n) = \int_{nT_c}^{(n+1)T_c} r_{kl}(t) dt$,当无线信道处于非相关散射信道时,对任意 $k, l, n, r_{kl}(n)$ 为相互独立同分布的随机变量,设 $r_{kl}(n)$ 的均值为 μ ,方差为 σ^2 ,令 $S_1(t)$ 对应的扩频码为 $S_1(n)$, $\tau_{11}, \tau_{12}, \dots, \tau_{1L}$ 分别对应 $m_{11}, m_{12}, \dots, m_{1L}$ 个码片长度, H_{1l}^1 表示 $S_1(t - \tau_{11})$ 与基站 1 第 l 条多径的相关,相应 H_{kl}^1 表示 $S_1(t - \tau_{11})$ 与基站 k 第 l 条多径的相关,则有下式

$$H_{1l}^1 = a_{1l} \left[\int_{-T_b/2}^{T_b/2} r_{1l}(t) S_1(t - \tau_{11}) S_1(t + T_b - \tau_{1l}) dt + \int_{-T_b/2}^{T_b/2} r_{1l}(t) S_1(t - \tau_{11}) S_1(t - \tau_{1l}) dt \right] = a_{1l} \left[\sum_{n=m_{11}+1}^{m_{1l}} r_{1l}(n) S_1(n - m_{11}) S_1(n + N - m_{1l}) + \sum_{n=m_{1l}+1}^{N+m_{11}} r_{1l}(n) S_1(n - m_{11}) S_1(n - m_{1l}) \right] \quad (5)$$

式(5)中, N 表示扩频码的长度,假设扩频码为 ± 1 码,则

$$H_{1l}^1 = a_{1l} \left[\sum_{n=m_{11}+1}^{m_{1l}} \pm r_{1l}(n) + \sum_{n=m_{1l}+1}^{N+m_{11}} \pm r_{1l}(n) \right] = a_{1l} \sum_{n=m_{11}+1}^{N+m_{11}} \pm r_{1l}(n) \quad (6)$$

由式(6)可以看出, $S_1(t - \tau_{11})$ 与基站 1 第 $l(l=2,3, \dots, L)$ 条多径的相关 H_{1l}^1 是 N 个相互独立的随机变量 $\pm a_{1l} r_{1l}(n)$ 的和,当 N 较大时,由中心极限定理, H_{1l}^1 可被视为一个服从

正态分布的随机变量,其均值为 $a_{1l} \sum_{n=m_{11}+1}^{N+m_{11}} \pm \mu$,方差为 $N a_{1l}^2 \sigma^2$

σ^2 ,考虑分配给所有基站的扩频码 $S_k(n), k=1,2, \dots, K$ 具有理想的自相关和互相关特性,即自相关峰值为 N ,互相关值和非峰值自相关值都为 0 (gold 码具有接近的特性),则 H_{kl}^1 的均值为 $\mu_{kl} = a_{kl} \mu$,分别使用 $H_{1l}^1, H_{kl}^1, k=2,3, \dots, K, l=1,2, \dots, L$ 表示 $S_1(t - \tau_{11})$ 与基站 1 第 1 条多径的相关以及 $S_1(t - \tau_{11})$ 与基站 $k(k=2,3, \dots, K)$ 第 $l(l=1,2,3, \dots, L)$ 条多径的相关,使用同样的分析方法可以得出 $H_{1l}^1, H_{kl}^1, k=2,3, \dots, K, l=1,2, \dots, L$ 分别为服从正态分布 $N(N a_{11} \mu, N a_{11}^2 \sigma^2), N(N a_{kl} \mu, N a_{kl}^2 \sigma^2)$ 的随机变量.由式(5)、(6)、(9),式(4)可以简写为

$$R_{11} = H_{11}^1 + \sum_{l=2}^L H_{1l}^1 + \sum_{k=2}^K \sum_{l=1}^L H_{kl}^1 \quad (7)$$

由信道非相关散射的假设容易看出,随机变量 $H_{11}^1, k=1,2, \dots, K, l=1,2, \dots, L$ 相互独立,因此 R_{11} 为服从正态分布的随机变量,其均值 $\mu_{R_{11}}$ 和方差 $\sigma_{R_{11}}^2$ 分别为

$$\left\{ \begin{aligned} \mu_{R_{11}} &= \left[N a_{11} + \sum_{l=2}^L a_{1l} + \sum_{k=2}^K \sum_{l=1}^L a_{kl} \right] \mu; \\ \sigma_{R_{11}}^2 &= N^2 \sum_{k=2}^K \sum_{l=1}^L a_{kl}^2 \sigma^2 \end{aligned} \right. \quad (8)$$

当使用基站 1 的特征波形 $S_1(t)$ 从时延 τ_{11} 到 τ_{12} 之间进行滑动相关时,其相关结果为

$$R = \int_{\tau_{11}}^{\tau_{12}} y(t) S_1(t - \tau_{11}) dt; \quad [0, \tau_{12}) \quad (9)$$

显然,为了保证滑动相关结果能够在时延 τ_{11} 处形成峰值,希望随机变量 R_{11} 大于 R 的概率 $P_r = P(R_{11} > R)$ 越大越好,这样,使用相关峰值得到的 ToA 估计的置信度就越高.为了简化分析起见,假定 τ_{11} 为 T_c 的整数倍,如果 $\tau_{11} < \tau_{12}$,则

$$R = \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L a_{kl} \left[\int_{\tau_{11}}^{\tau_{12}} r_{kl}(t) S_1(t - \tau_{11}) S_k(t + T_b - \tau_{kl}) dt + \int_{\tau_{11}}^{\tau_{12}} r_{kl}(t) S_1(t - \tau_{11}) S_k(t - \tau_{kl}) dt \right] \quad (10)$$

使用与本文前面同样的分析方法,可以得到 R 也是服从正态分布的随机变量,其均值 μ 和方差 σ^2 分别为

$$\mu = \mu \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L a_{kl}; \quad \sigma^2 = N^2 \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L a_{kl}^2 \sigma^2 \quad (11)$$

由式(8)、(11)可以看出, R_{11} 和 R 是两个服从正态分布且具有不同均值和相同方差的随机变量,因此 R_{11} 大于 R 的概率

$$P_r = P(R_{11} - R > 0) = P \left[\frac{(R_{11} - R) - (N - \tau_{11}) a_{11} \mu}{\sqrt{2N \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L a_{kl}^2 \sigma^2}} > \frac{-(N - \tau_{11}) a_{11} \mu}{\sqrt{2N \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L a_{kl}^2 \sigma^2}} \right] \quad (12)$$

其中, $[(R_{11} - R) - (N - \tau_{11}) a_{11} \mu] / \sqrt{2N \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L a_{kl}^2 \sigma^2}$ 是服从标准态分布 $N(0,1)$ 的随机变量.令

$$x = (N - \tau_{11}) a_{11} \mu / \sqrt{2N \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L a_{kl}^2 \sigma^2} \quad (13)$$

$$\text{则 } P_r = 1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-x}^{\infty} e^{-t^2/2} dt = 1 - \Phi(-x) = \Phi(x) \quad (14)$$

其中 $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt$,显然 x 越大, P_r 越大.以下根据 x 的表达式讨论影响 ToA 测量结果误差在一个码片内置信度的几个因素,式(13)右边分子、分母同除以 a_{11} ,并考虑到对于设计良好扩频码,一般都有 $N \gg \tau_{11}$,也即 $N - \tau_{11} \approx N$,所以式(13)可近似简化为

$$x = \frac{\mu}{\sqrt{2}} \frac{1}{\sqrt{1 + \sum_{l=2}^L \frac{a_{1l}^2}{a_{11}^2} + \sum_{k=2}^K \sum_{l=1}^L \frac{a_{kl}^2}{a_{11}^2}}} \quad (15)$$

从式(15)中可以得出影响 T_{0A} 估计结果误差在一个码片内置信度的几个因素,并陈述如下:

(1)具有良好自相关性和互相关性的扩频码的长度 N . 当扩频码长度增加时, P_r 增大, T_{0A} 估计结果置信度提高,体现为随着系统处理增益的提高抵抗多址干扰的能力增强;

(2)基站 1 第一条多径功率 a_{11}^2 相对于其他多径信号幅值的大小. 当 a_{11}^2 增大时, P_r 增大, 估计结果置信度提高, 当 a_{11}^2

时, $x \sim \sqrt{N/2}$, $P_r = 1 - \frac{1}{\sqrt{2}} \int_0^x \sqrt{t} e^{-t/2} dt$. 所以当 a_{11}^2 增大到一定程度后, 它对估计结果置信度的改善就越来越弱. 当基站 1 第一条多径功率 a_{11}^2 远小于其他多径功率和时, $x \rightarrow 0$, $P_r \rightarrow 0.5$, 此时与基站 1 第一条多径信号完全同步时的相关值大于与任一条多径信号都不同步时的相关值的概率仅为 0.5. 滑动相关的结果很类似于一个白噪声随机过程(白噪声随机过程中,任意两个状态中其中一个状态的值得大于另一个状态的值的概率为 0.5), 完全同步时的相关值被淹没, 此时根据相关峰值的位置得到的 T_{0A} 估计结果的置信度非常低, 因而会产生非常大的误差并导致定位结果产生极大的偏差.

以下, 将利用上面的结论给出实际算法中对 T_{0A} 测量结果进行取舍时判决变量值的计算以及相应判决门限的选取. 设定利用相关峰估计 T_{0A} 时测量结果置信度不低于 0.9, 完全同步时的相关值要与其前后 $(H-1)$ 个非同步时的相关值进行比较, 则要求完全同步相关时的相关值 R_{11} 大于其前后任一非同步的相关值 $R_i, i=1, 2, \dots, H-1$ 的概率满足

$$P(R_{11} > R_i) = H^{-1} \sqrt{0.9} \quad (16)$$

设 R_{11} 的均值为 μ_{11} , 方差为 σ_{11}^2 ; $R_i, i=1, 2, \dots, H-1$ 的均值为 μ , 方差为 σ^2 , 令 $\mu_{11} = \mu + \Delta\mu, \sigma_{11}^2 = \sigma^2 + \Delta\sigma^2$, $\mu = \mu_{11} - \Delta\mu$, 得

$$P(R_{11} > R) = 1 - \int_0^{\frac{\mu_{11} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma_{11}^2 + \sigma^2}{2}}}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x - \mu)^2}{2(\frac{\sigma_{11}^2 + \sigma^2}{2})}} dx = 1 - \Phi\left(-\frac{\mu_{11} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma_{11}^2 + \sigma^2}{2}}}\right) = \Phi\left(\frac{\mu_{11} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma_{11}^2 + \sigma^2}{2}}}\right) > H^{-1} \sqrt{0.9} \quad (17)$$

考虑半径为 6000m 的全向小区, 基站 1 第一条多径与第二条多径典型时延为 200ns, WCDMA 标准中 3.84M 码率的情况下, 每个码片采样一次, 则在完全同步时的相关值前后最多共有 $\frac{f(6000 \times 2) / (3 \times 10^8) + 200 \times 10^{-9}}{1 / (3684 \times 10^6)}$ = 153 个非同步时的相关值与之比较, 于是 $\Phi\left(\frac{\mu_{11} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma_{11}^2 + \sigma^2}{2}}}\right) > \sqrt[153]{0.9} = 0.9993$, 查表得, $\frac{\mu_{11} - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma_{11}^2 + \sigma^2}{2}}} > 3.02$, 因此 $\frac{\mu_{11} - \mu}{\sigma} > 4.27$.

当需要对测量结果进行取舍时, 首先计算判决变量 μ/σ 的值, 当 $\mu/\sigma > 4.27$ 时, 测量结果被接收, 否则测量结果被舍弃. 在实际算法中, 对均值差 μ 和标准差 σ 的估计可以按下面方法进行. 在对接收信号进行一次滑动相关后, 取局部相关峰值前后的几个样本的平均值作为相关峰均值的估计, 其余样本的平均值和样本标准差作为非完全同步时相关值均值和标准差的估计, 并用它们来计算出判决变量 μ/σ 的值.

4 计算机仿真结果

为了验证算法的有效性, 我们进行了计算机仿真. 仿真环

境中, 基站位置分布以及地理坐标系的选取如图 1 所示. 为了考察目标移动台在不同位置定位误差的大小, 将目标移动台位置均匀分布在基站 0 所在小区内. 由于基站分布完全对称的缘故, 对目标移动台定位误差的考察可以缩小到图 1 所示的阴影区域内, 该区域是半径从 1000m 到 4500m, 角度从 -30° 到 30° 的一个扇形环. 在仿真中不考虑与基站 0 距离 1000m 内的区域是由于采用的路径损失模型(COST231 对 Hata 模型的 PCS 扩展)不适用距离基站 1000m 以内的范围. 当移动台位于基站 0 所在小区边缘时, 与其距离最近的基站信号成为对其他基站信号的强干扰, 导致对 T_{0A} 测量结果进行判决选取时, 往往得不到足够的 T_{0A} 测量结果进行定位计算. 从验证算法的目的起见, 我们在仿真中不考虑移动台位于基站 0 边缘区域的情况(距离基站 4500m 到 6000m 的区域).

仿真中移动信道模型采用了 COST207 建议的宏蜂窝(macrocell)信道模型, 该模型假设移动台被散射体包围, 基站发送信号入射到散射体后到达目标移动台, 如图 3 所示. 图中角度 γ_{MS} 为随机变量, 服从 $0 \sim 2\pi$ 间均匀分布, 移动台散射体半径可以取 50m, 100m, 200m 等. 显然, 移动台散

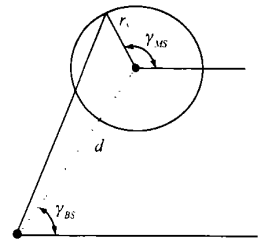


图 3 被散射体包围的移动台信号传播模型

射体半径也是影响定位精度的一个重要因素. 为了减小散射体半径对定位误差的影响, 突出考查算法性能, 我们取散射体半径为 50m. 产生多径时延时, 假定目标移动台和服务基站间存在视距路径传播(LoS), 与其他基站间则不存在视距路径(NLoS). 服务基站与目标移动台第一条多径时延为视距路径时延, 其他基站与目标移动台第一条多径时延的产生则是通过随机产生一个 γ_{MS} , 以该角度到达移动台信号的时延作为到目标移动台第一条多径的时延. 基站信号其他多径的时延和每一条多径的功率(相对于第一条多径)由表 1 得到. 信号路径损失的计算采用了 COST231 对 Hata 模型的 PCS 扩展模型^[6], 并加入了阴影衰落. 整个信道仿真模型采用了抽头延迟线模型^[6], 将具有不同幅度因子和时延的多径信号叠加, 形成移动台接收信号.

CDMA 系统参数设置为: 载波频率 1900MHz, 码片速率 3.84Mchip/s, 扩频码采用 Gold 码, 码长 127, 信噪比 20dB, 小区半径为 6km, 移动台速度为 50km/h. 设定 T_{0A} 测量结果的置信度不低于 0.9, 由前面结果可知, 判决变量的判决门限为 4.27.

图 4 给出了目标移动台定位结果均方根误差在加入判决前后的对比. 为了清楚起见, 图 5 以二维图的形式给出了目标

表 1 信号多径相对时延和平均功率				
抽头延迟线	1	2	3	4
相对时延(ns)	0	110	190	410
平均功率(dB)	0	-9.7	-19.2	22.8

移动台从 $(x = 1500m, y = 0m)$ 沿直线移动到 $(x = 3930m, y = 0m)$ 时, 定位结果均方根误差在加入判决前后

的对比. 在仿真中根据 TDoA 求解移动台位置时, 采用了 Y T Chang 的方法^[10].

从仿真结果可以看出, 当移动台靠近小区边缘时, MAI 会对 ToA 估计产生强烈的干扰, 致使定位结果出现极大的偏差, 加入 ToA 测量结果判决算法后, 能够较好的剔除不可靠的测量结果, 提高定位精度, 增强系统的抗远近能力.

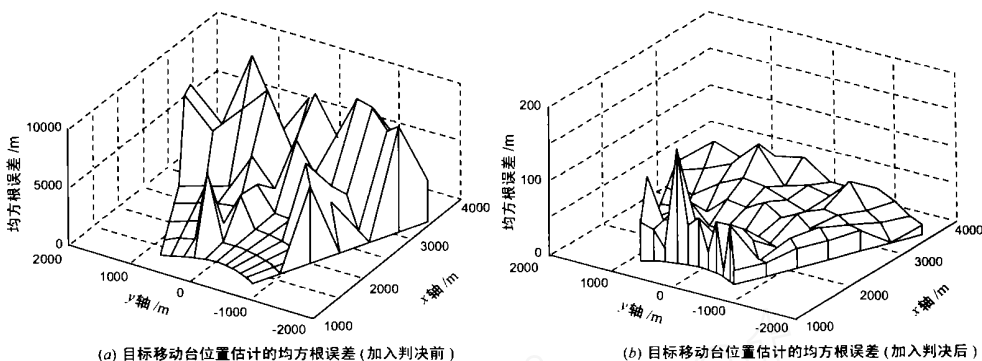


图 4 目标移动台位置估计的均方根误差在加入判决算法前后的对比

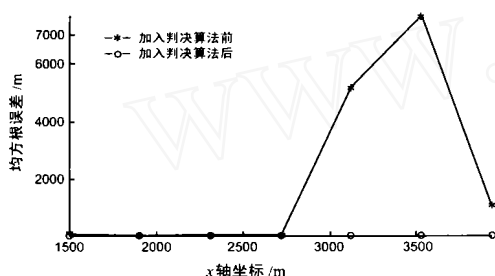


图 5 图 4 中目标移动台从 $(x = 1500\text{m}, y = 0\text{m})$ 移动到 $(x = 3930, y = 0\text{m})$ 时位置估计的均方根误差在加入判决算法前后的对比

5 结论

通过分析和仿真可以看出,“远近效应”是影响 CDMA 系统下行链路定位误差的首要因素, 当某一基站下行链路定位信号受到严重干扰时, 利用它测得的 ToA 将会对定位结果带来很大的误差, 如果剔除这些受到严重干扰的测量结果, 则可大大提高系统的定位精度, 增强定位系统的抗远近能力. 本文提出的判决算法正是基于此目的的, 在仿真中发现, 当移动台处于小区边缘时, 由于强烈的远近效应致使无法得到足够多的可靠的测量结果对目标移动台实施定位操作, 此时必须加入 MAI 抑制算法对强基站信号进行抑制来进一步提高系统的抗干扰能力, 如采用串行干扰抵消 (SIC) 或并行干扰抵消 (PIC) 等. 这些算法的合理应用还需要做进一步的工作.

参考文献:

- [1] James J Caffery, et al. Overview of radiolocation in CDMA cellular system[J]. IEEE Communications Magazine, April 1998. 38 - 45.
- [2] Qi Bi et al. Wireless mobile communications at the start of the 21st century[J]. IEEE Communications Magazine, Jan 2001. 110 - 116.
- [3] Jeffery H Reed et al. An overview of the challenge and progress in meeting E-911 requirement for location service[J]. IEEE Communication Magazine, April 1998. 30 - 37.
- [4] Christopher Drane et al. Positioning GSM telephones[J]. IEEE Commu-

nication Magazine, April 1998. 46 - 59.

- [5] TSGR1 # 4 (99) 346. Recapitulation of the IPDL Position Method [DB]. Ericsson, <http://www.3gpp.org/specs/>.
- [6] TSGR1 # 7 (99) b79. Time Aligned IP-DL Positioning Technique [DB]. Motorola, <http://www.3gpp.org/specs/>.
- [7] James J Caffery. Wireless Location in CDMA Cellular Radio System [M]. Kluwer Academic Publishers, 2000. 87 - 88.
- [8] Theodore S. Rappaport. Wireless Communications Principles and Practice [M]. Prentice Hall Inc., 1996. 10 - 107.
- [9] J Caffery Jr and GL Stuber. Subscriber location in CDMA cellular network[J]. IEEE Trans. Veh. Tech., vol. 47, May 1998. 406 - 416.
- [10] Y T Chan et al. A simple and efficient estimator for hyperbolic location [J]. IEEE Trans. On Signal Procession, Vol. 42, Aug. 1994. 1905 - 1915.
- [11] Stefan Bauman et al. Overview of Location Service [DB]. <http://www.cordis.lu/ist/>, Feb, 2001.

作者简介:



华云男, 1972 年 11 月生于甘肃省兰州市, 硕士, 现为电子科技大学电子工程学院信号与信息处理专业博士生, 研究方向主要为自适应信号处理, 移动通信系统定位技术, 智能天线等. E-mail: y. hua @std. uesc. edu. cn.

龚耀寰男, 1938 年生, 1960 年毕业于成都电讯工程学院无线电系, 并留校任教, 现为电子科技大学电子工程学院教授、博士生导师, 1979~1981 年英国拉夫巴勒技术大学访问学者, 1991 年, 1992 年德国慕尼黑技术大学客座教授, 长期从事电子系统、智能天线和编码加密技术的研究和教学工作, 完成国家重点军事预研项目、大型军事工程项目、国防科技预研基金项目等多项研究课题, 其成果得到国内外专家的很高评价, 获电子部一等奖一项、二等奖两项、三等奖七项, 鉴定验收七项, 著有《自适应滤波》等著作四本, 合作译著《自适应天线》一本, 发表论文 120 余篇.