

孙中森, 唐怀玉, 单中尧. 城区时间差测量模型与校准分析[J]. 电波科学学报, 2016, 31(2): 205-210. DOI: 10.13443/j.cjors.2015060801
SUN Z S, TANG H Y, SHAN Z Y, et al. Urban measurement model and calibration analysis of time difference [J]. Chinese journal of radio science, 2016, 31(2): 205-210. (in Chinese). DOI: 10.13443/j.cjors.2015060801

城区时间差测量模型与校准分析

孙中森 唐怀玉 单中尧
(中国电波传播研究所, 青岛 266107)

摘 要 在射频传感网短基线时差定位(Time Difference of Arrival, TDOA)中, 到达时间差的测量是一个重要问题. 时间差的测量精度除了受到测量接收机本身系统频响特性影响外, 城区无线电波传输环境是影响时差测量精度的重要因素. 本文对影响时差测量精度的系统测量误差、城区非视距传播引起的误差进行了理论分析, 给出了测量误差的类高斯概率分布模型, 提出采用校准源提高时差测量精度的方法并验证了该方法的合理性.

关键词 射频传感网; 短基线时差定位; 城区电波传播模型; 时差校准分析

中图分类号 TN971.1

文献标志码 A

文章编号 1005-0388(2016)02-0205-06

DOI 10.13443/j.cjors.2015060801

Urban measurement model and calibration analysis of time difference

SUN Zhongsen TANG Huaiyu SHAN Zhongyao

(China Research Institute of Radiowave Propagation, Qingdao 266107, China)

Abstract The measurement of time difference is an important task for time difference of arrival (TDOA) localization with short baselines in RF-sensor network. The precision of TDOA is affected by frequency response of the receivers and urban electromagnetic environment. In this article the systematic error and non-line-of-sight (NLOS) error for TDOA error are analyzed, and an alike-Gaussian probabilistic model is presented based on radio wave propagation model in the urban area. Moreover, the influential factors of the model are put forward based on calibrators. A method on improving precision of TDOA is proposed and proved to be available.

Keywords RF sensor network; TDOA localization with short baselines; radio wave propagation model of urban area; error calibration of TDOA

引 言

时差定位(Time Difference of Arrival, TDOA)技术又叫双曲线定位技术, 是通过处理测量接收机采集到的信号到达时间差的数据来对目标辐射源进行定位的^[1].

时差定位具有定位精度高、接收设备相对简单、定位速度快等特点, 在卫星侦察、电子导航、雷达对

抗等领域得到广泛应用. 近年来, 随着软件无线电技术和传感网、物联网的发展, 无源时差定位技术在分布式射频传感器网络上逐渐得到重视^[2]. 由于射频传感网主要应用于城区环境的电磁目标测量与定位, 时差定位技术也面临一些新的难题, 比如测量设备部署局限性以及电波传播的非视距等, 这些因素是引起射频传感网时差定位误差的主要因素. 到达时间差测量精度是其中的一个核心问题.

收稿日期: 2015-06-08

资助项目: 十二五通信预研项目(2121311002050303); 青岛科技专项课题(青科创 14-6-1-8-ZDZX)

联系人: 孙中森 E-mail: 13884967181@139.com

时间差测量的精度不仅受到测量接收机本身的系统误差影响,还受无线信道传输环境的影响,具体表现为非视距传播带来的影响;还有环境噪声带来的干扰^[3]. 系统误差是接收机本身产生的,包括线缆、元器件传输延迟、时间采集误差等^[4-5];非视距传播是由于无线电波在传播过程中,遇到城区的高楼等障碍物,导致无线电波无法沿直线传播. 在这种情况下,无线电波的传播时间比视距传播要大,给测量时间差带来附加的时间延迟. 环境噪声干扰则是在无线电波传播过程中,引入的附加干扰,一般是随机不可预测的.

针对上述影响,已经提出了一些解决途径. 主要有非视距识别技术^[6],视距波达时间(Time of Arrival, TOA)重构方法^[7],对测量值加权处理^[8-9]等. 这些方法在一定环境下,能有效抑制非视距传播带来的影响,同时抑制环境噪声的干扰. 这些方法大都是根据接收到的到达时间差测量数据来处理消除环境噪声和非视距传播引起的干扰,而对于非视距环境和测量接收机引起的误差缺少定量的研究. 本文主要针对城区非视距环境,基于经典的无线信道、传播模型和概率论的知识,推导了城区环境下测量时间差的概率分布模型. 提出了基于校准源确定时间差误差概率分布模型参数的方法,并在非视距环境下对本文方法进行了试验验证.

1 时间差误差概率分布模型

城区环境的特点就是高楼林立、地形复杂,因此,其非视距传播的影响对于时间差测量精度的影响很大. 考虑到测量接收机本身存在的误差,可得测量接收机与辐射源之间到达时间 t 的表达式为

$$t = t_0 + t_x + t_\tau. \quad (1)$$

式中: t_0 表示测量接收机与辐射源之间的视距到达时间; t_x 表示测量接收机的系统误差,它服从高斯分布的随机变量,即 $t_x \sim N(\alpha, \sigma_x^2)$; t_τ 为非视距传播造成的附加时间延迟,文献[10]使用经典的指数分布模型来描述非视距传播过程,其概率密度函数表达式为

$$f(t_\tau) = \frac{1}{\tau_{\text{rms}}} \exp\left(-\frac{t_\tau}{\tau_{\text{rms}}}\right). \quad (2)$$

式中: τ_{rms} 为均方根时延扩展. 使用 Greenstein 统计模型^[11] 来表示,其表达式为

$$\tau_{\text{rms}} = T_1 d^\epsilon y, \quad (3)$$

T_1 表示 $d = 1 \text{ km}$ 时的中位值, d 代表监测站到目标辐射源的距离,而 ϵ 是一个随着环境不同而变化的

经验性指数分量,其值一般取为 0.5 和 1. y 是一个服从对数正态分布的随机变量,满足下面的表达式

$$\ln y \sim N(0, \sigma_y^2). \quad (4)$$

设辐射源到达两个不同测量接收机的时间分别为 t_1 和 t_2 , 表达式为:

$$t_1 = t_{01} + t_{x1} + t_{\tau1}; \quad (5)$$

$$t_2 = t_{02} + t_{x2} + t_{\tau2}. \quad (6)$$

将两个到达时间作差,可得

$$\begin{aligned} \Delta t &= t_1 - t_2 \\ &= t_{01} - t_{02} + t_{x1} - t_{x2} + t_{\tau1} - t_{\tau2}. \end{aligned} \quad (7)$$

式中, $t_{01} - t_{02}$ 为到达时间差的视距值,而 $t_{x1} - t_{x2} + t_{\tau1} - t_{\tau2}$ 服从某种概率分布,问题转化为求解概率分布. 由于 t_{x1} 和 t_{x2} 都是系统误差随机变量,满足高斯分布. 根据概率论的知识^[12],并假设每一个测量接收机的系统性能是一样的,可知 $t_{x1} - t_{x2} \sim N(0, 2\sigma_x^2)$. $t_{\tau1}, t_{\tau2}$ 是由非视距传播造成的时间延迟,假设 $t_{\tau1}, t_{\tau2}$ 是同分布的,服从指数分布. 上述问题就可以转化为两部分:第一部分求取两个服从同指数分布的随机变量之差的概率密度函数;第二部分求取所有误差之和的概率密度函数. 求第一部分. 设 X, Y 分别是服从指数分布的随机变量, $Z = X - Y$, 则 X, Y 的概率密度函数分别为:

$$f(x) = \frac{1}{\tau_{\text{rms}1}} \exp\left(-\frac{x}{\tau_{\text{rms}1}}\right), \quad x > 0; \quad (8)$$

$$f(y) = \frac{1}{\tau_{\text{rms}2}} \exp\left(-\frac{y}{\tau_{\text{rms}2}}\right), \quad y > 0. \quad (9)$$

Z 的分布函数为

$$\begin{aligned} F(z) &= p(Z \leq z) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{y+z} f(x, y) dx dy. \end{aligned} \quad (10)$$

设 $x = u + y$, 并改变积分限,可得

$$F(z) = \int_{-\infty}^z \int_{-\infty}^{\infty} f(u + y, y) du dy. \quad (11)$$

对 Z 求导,得到 Z 的概率密度函数

$$f(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(z + y, y) dy. \quad (12)$$

由于指数分布是单边的,保证 $z + y > 0, y > 0$.

当 $z \leq 0, y > -z$ 时,原式化为

$$f(z) = \frac{1}{\tau_{\text{rms}1} + \tau_{\text{rms}2}} \exp\left(-\frac{z}{\tau_{\text{rms}2}}\right). \quad (13)$$

当 $z > 0, y > 0$ 时,原式化为

$$f(z) = \frac{1}{\tau_{\text{rms}1} + \tau_{\text{rms}2}} \exp\left(-\frac{z}{\tau_{\text{rms}1}}\right). \quad (14)$$

故 Z 的概率密度函数为

$$f(z) = \begin{cases} \frac{1}{\tau_{\text{rms1}} + \tau_{\text{rms2}}} \exp\left(\frac{z}{\tau_{\text{rms2}}}\right), & z \leq 0 \\ \frac{1}{\tau_{\text{rms1}} + \tau_{\text{rms2}}} \exp\left(-\frac{z}{\tau_{\text{rms1}}}\right), & z > 0 \end{cases} \quad (15)$$

求第二部分,即所有误差之和的概率密度函数。

设 $W = t_{x1} - t_{x2}$, $Z = t_{r1} - t_{r2}$, 总的时间差随机变量 $S = t_{x1} - t_{x2} + t_{r1} - t_{r2} = W + Z$, 其分布函数为

$$F(s) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{s-w} f(w, z) dw dz. \quad (16)$$

令 $z = u - w$, 并对 z 求导数, 可得

$$f(s) = \int_{-\infty}^{\infty} f(s - w, w) dw. \quad (17)$$

考虑不同分布的概率密度函数形式, 可得

$$f(s) = \int_{-\infty}^s \frac{1}{2\tau_{\text{rms1}} + 2\tau_{\text{rms2}}} \exp\left(-\frac{s-w}{\tau_{\text{rms1}}} - \frac{w^2}{4\sigma_x^2}\right) dw + \int_s^{\infty} \frac{1}{2\tau_{\text{rms1}} + 2\tau_{\text{rms2}}} \exp\left(\frac{s-w}{\tau_{\text{rms2}}} - \frac{w^2}{4\sigma_x^2}\right) dw. \quad (18)$$

化简可得概率密度函数表达式为

$$f(s) = \frac{1}{2\tau_{\text{rms1}} + 2\tau_{\text{rms2}}} \exp\left(\frac{-s\tau_{\text{rms1}} + \sigma_x^2}{\tau_{\text{rms1}}^2}\right) \operatorname{erfc}\left(\frac{-s + \frac{2\sigma_x^2}{\tau_{\text{rms1}}}}{2\sigma_x}\right) + \frac{1}{2\tau_{\text{rms1}} + 2\tau_{\text{rms2}}} \exp\left(\frac{s\tau_{\text{rms1}} + \sigma_x^2}{\tau_{\text{rms2}}^2}\right) \operatorname{erfc}\left(\frac{s + \frac{2\sigma_x^2}{\tau_{\text{rms2}}}}{2\sigma_x}\right). \quad (19)$$

图1为TDOA定位中到达时间差误差的概率分布模型。可以看出, 其分布形状与高斯分布形状类似。

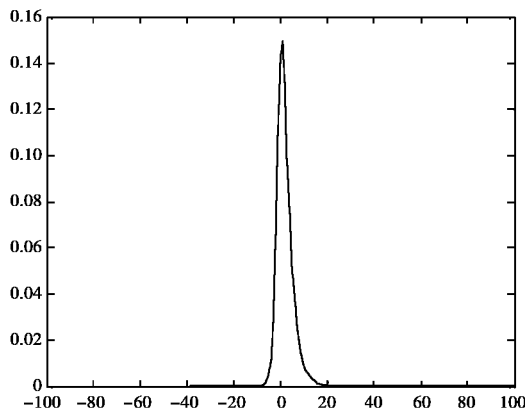


图1 到达时间差误差概率密度函数

对于得到的时间差误差概率分布模型, 更关注它的期望是多少, 即其平均超量时延的值是多少。对其均值, 由式(7)可知, 统计平均超量时延值由两部分的统计均值相加而成, 分别为系统误差的统计均值和非视距传播误差的统计均值。

一般在实际环境下测量接收机本身的性能是不同的, 两个接收机的系统误差的均值分别为 α_1 和 α_2 。那系统误差的统计均值即为 $\alpha_1 - \alpha_2$ 。非视距传播误差的统计均值由下式求出

$$E(z) = \int_{-\infty}^{\infty} z f(z) dz = \int_0^{\infty} \frac{z}{\tau_{\text{rms1}} + \tau_{\text{rms2}}} \exp\left(-\frac{z}{\tau_{\text{rms1}}}\right) dz + \int_{-\infty}^0 \frac{z}{\tau_{\text{rms1}} + \tau_{\text{rms2}}} \exp\left(\frac{z}{\tau_{\text{rms2}}}\right) dz, \quad (20)$$

化简可得

$$E(z) = \tau_{\text{rms1}} - \tau_{\text{rms2}}, \quad (21)$$

到达时间差误差统计均值为

$$E_{\text{统计均值}} = \alpha_1 - \alpha_2 + \tau_{\text{rms1}} - \tau_{\text{rms2}}, \quad (22)$$

式(22)给出了到达时间差的平均超量时延的表达式, 在使用校准源确定环境传播模型参数以及提高时差测量精度的方法中, 都会使用到该结论。

2 基于校准源的模型参数确定方法

上文已经给出到达时间差误差概率分布模型, 其中 $\alpha_1, \alpha_2, \tau_{\text{rms}}$ 等参数与接收机性能和测量环境有关, 很多文献都是根据经验给出这些参数的估计值。但是在不同地区不同环境下这些参数值是有变化的, 仅仅用经验值给出, 会降低时间差测量精度。因此, 本文将引入校准源来确定这些参数的表达式。

2.1 系统误差的确定

一般来说, 两个接收机在实际环境中性能是不同的, 它们的系统误差差值是不为零的, 需要使用校准源将这一部分偏差消除掉。在两个测量接收机之间, 放置一个位置已知的校准源。由于是短基线布站方式, 因此各个测量接收机之间的距离较小, 距离校准源的距离也较小, 受到非视距环境的影响小, 此时测量时间差的误差影响主要是系统误差带来的。校准源辐射已知特征的信号, 由两个接收机采集, 经过多次测量后作差, 得到统计均值, 即为 $\alpha_1 - \alpha_2$ 。在考虑到达时间差附加时延时, 可将这部分时延直接减掉, 来提高时间差测量精度。校准示意图如图2所示。

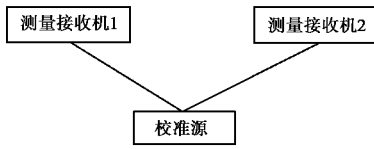


图 2 基于校准源的系统误差测量示意图

2.2 非视距传播误差的确定

非视距传播误差差值的统计均值为 $\tau_{\text{rms}1} - \tau_{\text{rms}2}$, 该式中含有三个未知的参数, 即 T_1, ϵ 和 σ_y , 都与当地传播环境有关, 因此也需要引入校准源来测量. 校准源摆放如图 3 所示.

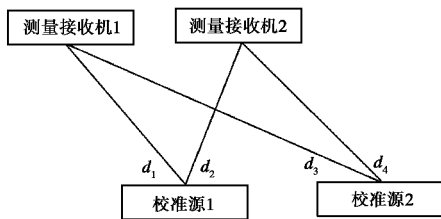


图 3 非视距传播误差校准示意图

如图 3 所示, 校准源 1 到测量接收机 1 和 2 的距离分别为 d_1 和 d_2 , 校准源 2 到测量接收机 1 和 2 的距离分别为 d_3 和 d_4 . 首先考虑校准源 1, 接收机测量的校准源 1 信号的到达时间差表达式为 $\Delta t = t_{01} - t_{02} + t_{x1} - t_{x2} + t_{c1} - t_{c2}$. 进行 N_1 次测量, 并求均值, 可得

$$\begin{aligned} \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} \Delta t_i &= \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (t_{01i} - t_{02i}) + \\ &\quad \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (t_{x1i} - t_{x2i}) + \\ &\quad \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (t_{c1i} - t_{c2i}). \end{aligned} \quad (23)$$

将式(22)和式(3)代入, 化简可得

$$\begin{aligned} \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} \Delta t_i &= \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (t_{01i} - t_{02i}) \\ &= \alpha_1 - \alpha_2 + \tau_{\text{rms}1} - \tau_{\text{rms}2} \\ &= \alpha_1 - \alpha_2 + T_1 d_1^\epsilon y_1 - T_1 d_2^\epsilon y_2. \end{aligned} \quad (24)$$

为了方便, 式(24)等号左边的值用 k 来表示. 重复得到式(24)的步骤 N_2 次, 再求均值, 可得

$$\frac{1}{N_2} \sum_{i=1}^{N_2} k_i = \alpha_1 - \alpha_2 + \frac{T_1 d_1^\epsilon}{N_2} \sum_{i=1}^{N_2} y_{1i} - \frac{T_1 d_2^\epsilon}{N_2} \sum_{i=1}^{N_2} y_{2i}. \quad (25)$$

式中, y_1 和 y_2 分别表示校准源 1 到测量接收机 1 和

2 的均方根时延扩展模型中的随机变量, 满足对数正态分布. 由概率论的知识可知, 服从对数正态分布的随机变量 y 的数学期望为

$$E(y) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} \quad (26)$$

式中: μ 是对数正态分布的均值; σ^2 是对数正态分布的方差. 在均方根时延扩展模型中, 根据式(4), 有下式成立

$$\frac{\sum_{i=1}^{N_2} y_i}{N_2} = e^{\sigma_y^2/2}. \quad (27)$$

将式(27)代入式(25), 可得

$$\frac{1}{N_2} \sum_{i=1}^{N_2} k_i = \alpha_1 - \alpha_2 + \frac{T_1 e^{\sigma_y^2/2}}{N_2} (d_1^\epsilon - d_2^\epsilon), \quad (28)$$

计算时, 将 $T_1 e^{\sigma_y^2/2}$ 看成是一个变量, 因此式(28)中就相当于存在两个变量. 考虑校准源 2, 联立方程组

$$\begin{cases} \frac{1}{N_2} \sum_{i=1}^{N_2} k_i = \alpha_1 - \alpha_2 + \frac{T_1 e^{\sigma_y^2/2}}{N_2} (d_1^\epsilon - d_2^\epsilon) \\ \frac{1}{N_2} \sum_{i=1}^{N_2} k_i = \alpha_1 - \alpha_2 + \frac{T_1 e^{\sigma_y^2/2}}{N_2} (d_3^\epsilon - d_4^\epsilon) \end{cases}. \quad (29)$$

方程组(29)可解得 $T_1 e^{\sigma_y^2/2}$ 和 ϵ , 确定该区域内均方根时延扩展模型中各个参数的值.

3 基于校准源时差测量精度提高方法

到达时间差测量表达式如式(7)所示, 在使用非视距传播模型, 并使用基于校准源的模型参数确定方法后, 系统误差得到了量化, 而非视距传播误差的参数也得到了确定. 实测时, 接收机进行 N_3 次测量并求均值, 参考式(25), 式(7)更新为

$$\frac{1}{N_3} \sum_{i=1}^{N_3} k_i = \alpha_1 - \alpha_2 + \frac{T_1 e^{\sigma_y^2/2}}{N_3} (d_{01}^\epsilon - d_{02}^\epsilon). \quad (30)$$

式中, d_{01} 和 d_{02} 为未知辐射源与两个接收机的视距距离, 是未知的. 经过多次测量后, 会得到两个距离的估计值 d'_{01} 和 d'_{02} , 如图 4 所示.

由估计值来计算附加时延, 可得

$$t'_\tau = T_1 e^{\sigma_y^2/2} (d'_{01}^\epsilon - d'_{02}^\epsilon). \quad (31)$$

而系统误差的统计均值 $\alpha_1 - \alpha_2$, 可由校准源测量后直接减去. 因此经过校准, 对附加时延进行处理后的到达时间差表达式变为

$$\begin{aligned} \Delta t &= \frac{1}{N_3} \sum_{i=1}^{N_3} k_i - (\alpha_1 - \alpha_2) - \frac{T_1 e^{\sigma_y^2/2}}{N_3} [(d_{01}^\epsilon - \\ &\quad d_{02}^\epsilon) - (d'_{01}^\epsilon - d'_{02}^\epsilon)]. \end{aligned} \quad (32)$$

由式(32)可知, 非视距传播误差主要由式(33)

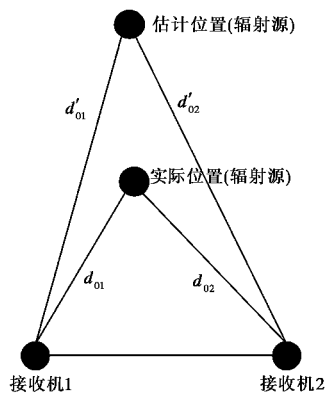


图4 时间差测量示意图

决定:

$$\delta = \frac{T_1 e^{\sigma_y^2/2}}{N_3} [(d_{01}^e - d_{02}^e) - (d_{01}'^e - d_{02}'^e)], \quad (33)$$

这里假设 $d_{01} > d_{02}$, $d_{01}' > d_{02}'$. 由于是非视距传播带来的附加延迟, δ 的绝对值越小越好, 同时为了保证在校准后测量精度有所提高, 即减掉估计的附加时延后, 剩余附加时延的绝对值要比校准前的附加时延绝对值要小, 因此需要满足下面的表达式

$$|(d_{01}^e - d_{02}^e) - (d_{01}'^e - d_{02}'^e)| < (d_{01}^e - d_{02}^e). \quad (34)$$

当 $(d_{01}^e - d_{02}^e) \geq (d_{01}'^e - d_{02}'^e)$ 时, 该方法的使用使得剩余附加时延与未使用该方法时的附加时延相比减小了, 提高了时间差测量精度。

当 $(d_{01}^e - d_{02}^e) < (d_{01}'^e - d_{02}'^e)$ 时, 式(34) 变为

$$(d_{01}'^e - d_{02}'^e) < 2(d_{01}^e - d_{02}^e). \quad (35)$$

即式(35) 成立时, 使用本文提出的校准方法可以提高时间差测量的精度。

4 实验验证

为验证上述结论, 搭建一套时差测量系统, 通过矢量信号发生器 E4438C 产生原始信号, 信道模拟器 EBFE 模拟信道延迟及多径, 两台接收机采用 GPS 秒脉冲同步, 其连接关系如图 5。

验证步骤如下: 设置信道模拟器通道 1 时延为 1 000 ns, 信道模拟器通道 2 时延也为 1 000 ns, 进行 1 000 次测量, 可以得到到达时间差的系统误差均值 $\alpha_1 - \alpha_2$; 然后进行校准源测量, 设置通道 1 为基准信道, 时延为 1 000 ns; 设置通道 2 为多径信道, 时延为 1 030 ns; 设置通道 3 为第二条基准信道, 时延为 1 100 ns; 设置通道 4 为第二条多径信道, 时延为 1 150 ns。信号源产生测量信号通过模拟信道, 接收机 1 接收来自通道 1 和通道 2 的信号;

接收机 2 接收来自通道 3 和通道 4 的信号, 分别进行 1 000 次测量并计算时差, 就可以得到式(29) 的方程组, 解方程组可以确定该模拟信道下 $T_1 e^{\sigma_y^2/2}$ 和 ϵ 的值。确定传播模型参数后, 对本文方法的性能进行验证。信号源产生一个测量信号, 设置通道 1 时延为 1 300 ns, 通道 2 时延为 1 330 ns, 进行 1 000 次测量, 并使用本文方法, 分别得到计算机测量误差曲线和经过本文方法处理后的测量误差曲线, 如图 6 所示。

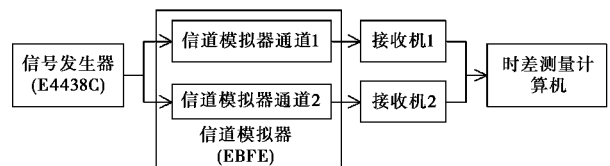


图5 时间差测量验证连接图

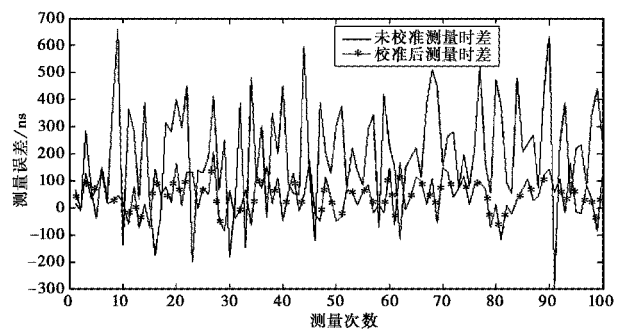


图6 时间差测量误差曲线

由测试数据可看出, 在不使用校准数据时, 测量误差均值为 202 ns, 使用校准数据校正后, 误差均值为 46 ns, 测量精度得到明显提高。

5 结 论

本文针对城区环境时差定位中的时间差测量问题进行了讨论, 基于传统的非视距传播模型和概率论知识推导了时间差测量误差概率分布模型, 并且给出一种基于校准源来确定非视距传播模型参数的方法, 提出了提高时间差测量精度的新方法。理论推导证明该方法从系统误差和非视距传播误差两方面进行校准, 总体减小了到达时间差附加时延的统计均值, 提高了 TDOA 定位中时间差的测量精度。

参考文献

- [1] CHAN Y T, HATTIN R, PLANT J B. The least squares estimation of time delay and its use in signal detection[J]. IEEE transactions on acoustics speech

- and signal processing, 1978, 3(3):665-669.
- [2] 吴海游. 基于无线传感器网络的物业时差定位研究与实现[D]. 西安电子科技大学, 2013.
WU H Y. Research and implementation of passive TDOA location based on wireless sensor network[D]. Xi'an: Xidian University, 2013. (in Chinese)
- [3] 邢翠柳, 陈建民. 多站无源时差定位精度分析[J]. 无线电工程, 2012, 42(2):32-34.
XING C L, CHEN J M. Analysis on positioning accuracy of TDOA passive location by multistation[J]. Wireless engineering, 2012, 42(2): 32-34. (in Chinese)
- [4] 李协. 基于电磁传感网的无源定位关键技术研究[D]. 郑州: 解放军信息工程大学, 2012.
LI X. Research on key technology of passive location based on spectrum sensing wireless sensor networks [D]. Zhengzhou: PLA Information Engineering University, 2012. (in Chinese)
- [5] IT U. Precision of time information in output data of monitoring receivers [S]. Geneva: Recommendation ITU-R SM, 2080-0, 2015.
- [6] QIAO T Z, LIU H P. Improved least median of squares localization for non-line of sight mitigation [J]. IEEE communications letters, 2014, 18(8): 1451-1454.
- [7] VAGHEFI R M, BUEHRER R M. Cooperative localization in NLOS environments using semidefinite programming [J]. IEEE communication letters, 2015, 19(8): 1382-1385.
- [8] XIAO Z, WEN H, MARKHAM A, et al. Non-line-of-sight identification and mitigation using received signal strength [J]. IEEE transactions on wireless communications, 2015, 14(3):1689-1702.
- [9] YOUSEFI S, CHANG X W, CHAMPAGNE B. Mobile localization in non-line-of-sight using constrained square-root unscented kalman filter[J]. IEEE transactions on vehicular technology, 2015, 64(5): 2071-2083.
- [10] LI Y Q. A theoretical formulation for the distribution density of multipath delay spread in a land mobile radio environment[J]. IEEE transactions on vehicular technology, 1994, 43(2):379-388.
- [11] GREENSTEIN L J, ERCEG V, YEH Y S, et al. A new path-gain/delay-spread propagation model for digital cellular channels[J]. IEEE transactions on vehicular technology, 1997, 46(2):477-485.
- [12] 盛骤, 谢式千, 潘承毅. 概率论与数理统计[M]. 北京: 高等教育出版社, 2008.
SHENG Z, XIE S Q, PAN C Y. Probability and mathematical statistics[M]. Beijing: Higher Education Press, 2008. (in Chinese)

作者简介



孙中森 (1980—), 男, 山东人, 高级工程师, 博士, 研究方向为无线电监测与信号处理.



唐怀玉 (1983—), 男, 安徽人, 工程师, 硕士, 研究方向为无线电监测与信号处理.



单中尧 (1989—), 男, 黑龙江人, 助理工程师, 硕士, 研究方向为无线电监测与信号处理.