



(12) 发明专利

(10) 授权公告号 CN 102273081 B

(45) 授权公告日 2014. 07. 30

(21) 申请号 200980153357. 0

(51) Int. Cl.

(22) 申请日 2009. 12. 14

H04B 1/10 (2006. 01)

(30) 优先权数据

12/346, 146 2008. 12. 30 US

(56) 对比文件

CN 1668936 A, 2005. 09. 14,

US 2005281363 A1, 2005. 12. 22,

(85) PCT国际申请进入国家阶段日

2011. 06. 30

US 2005192024 A1, 2005. 09. 01,

US 2004002347 A1, 2004. 01. 01,

(86) PCT国际申请的申请数据

PCT/US2009/067886 2009. 12. 14

US 2007247368 A1, 2007. 10. 25,

EP 0131416 A2, 1985. 01. 16,

(87) PCT国际申请的公布数据

W02010/077819 EN 2010. 07. 08

审查员 王文旭

(73) 专利权人 真实定位公司

地址 美国宾夕法尼亚州

(72) 发明人 皮特·A·博耶 拉什杜斯·S·米亚

爱德华·约瑟夫·西格尔

(74) 专利代理机构 北京安信方达知识产权代理

有限公司 11262

代理人 周靖 郑霞

权利要求书1页 说明书12页 附图20页

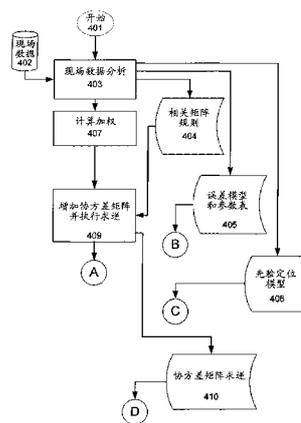
(54) 发明名称

使用广义误差分布来进行位置估计的方法

(57) 摘要

一种用于改进无线电定位系统的结果的、结合加权最小平方优化的方法通过使用最大后验(MAP) 概率度量以合并具体的定位问题的特征(例如, UTDOA) 来一般化加权最小平方方法。加权最小平方方法一般由包括 TDOA/AOA 和 TDOA/GPS 混合系统的 TDOA 和相关定位系统使用。合并的特征包括关于 TDOA 误差的经验信息以及与其它网络元件相关的移动位置的的概率分布。提供了用于对 TDOA 误差分布和先验移动定位建模的技术。提供了一种用于使用新的概率分布模型来计算 MAP 决策度量的方法。使用现场数据的测试表明该方法产生优于现有的加权最小平方方法的明显提高。

CN 102273081 B



1. 一种使用广义误差分布进行位置估计的方法,包括:
 - 获取现场数据(402),其中所述现场数据具有将用在信号相关模型中的基线或位置相关值;
 - 分析所述现场数据(403)以获得(1)信号相关模型和相关的测量参数(405),(2)相关矩阵规则(404),以及(3)用于先验定位的模型(406);
 - 基于所估计的所述测量参数的可变性来计算所述测量参数的加权(407);
 - 使用所述加权连同所述相关矩阵规则一起来生成协方差矩阵(409),以及计算逆协方差矩阵(410);
 - 在地理区域上执行迭代搜索以找到具有最大的最大后验概率 MAP 度量的位置(415);
 - 确定已达到停止条件(419);以及
 - 报告具有所述最大的 MAP 度量的地理位置作为定位解。
2. 根据权利要求 1 所述的方法,还包括生成提供在所述测量参数的相关值和偏斜的所述测量参数之间的映射的表。
3. 根据权利要求 1 所述的方法,还包括生成提供在基线的数量和偏斜的所述测量参数之间的映射的表。
4. 根据权利要求 1 所述的方法,其中还包括分析在不同的接收机端口的误差之间的相关性,所述端口将定位接收机连接到外部天线,提供相关值和所述相关值的应用规则。
5. 根据权利要求 1 所述的方法,其中所述迭代搜索包括分辨率循环,在所述分辨率循环中地理搜索空间分辨率在每次迭代中减少,以及新的测试点经由插值法生成。
6. 根据权利要求 5 所述的方法,其中所述迭代搜索在继续进行之前重新以先前迭代的最小误差点为中心,其中在当前地理区域搜索空间内的测试点单独地被搜索,以及对每个测试点计算 MAP 度量。
7. 根据权利要求 1 所述的方法,其中所述迭代搜索包括使用协方差矩阵、误差模型以及测量参数表的 MAP 度量计算。

使用广义误差分布来进行位置估计的方法

[0001] 相关申请的交叉引用

[0002] 本申请要求 2008 年 12 月 30 日提交的美国专利申请号 12/346,146 的优先权,该专利申请在此通过引用被全部并入。

技术领域

[0003] 本申请通常涉及无线定位领域,也就是,用于估计无线设备的位置的系统和方法,以及更具体地涉及使用广义误差分布的方法。

[0004] 背景

[0005] 当联邦通信委员会(FCC)朝着 PSAP 级定位精确度训令前进时,改进用于不同定位技术的方法成为必然。在此描述的主题涉及通信和定位技术领域。它提供用于提高定位技术的精确度的装置,例如全球定位系统(GPS)、上行链路到达时间差(UTDOA)以及高级前向链路三边测量(AFLT)。

[0006] 一种位置估计的一般方法是从所测量的量例如时间差、伪距或功率电平中找到加权最小平方解。已知加权最小平方解在输入误差是独立的和高斯的时达到最大似然(ML)解(见 J. Caffery, Wireless Location in CDMA Cellular Radio Systems, Boston-London: Kluwer Academic Publishers, 2000),但它不能在实践中遇到的更一般的条件下完成此。例如,TD0A 误差相对于多路径延迟分布的所预测的前沿趋向于为正的。如在以下解释的,几种因素例如不完美的前沿检测和非视线(NLOS)传播有助于这些正误差。作为结果,每基线误差分布是偏斜的。该偏斜减小基本加权最小平方方法的准确度。相反地,在此描述的方法使用该偏斜的知识以获得改进的结果。此外,在这些误差之间的相关性通常可被找到;例如,不同的多路径组件可在同一扇区被接收,一般 NLOS 条件可存在于站点处,以及常见的误差可由基准信号引入。这些相关性可被合并到如在以下描述的最大后验概率(MAP)算法中。该框架也可被用于在定位解中合并先验移动位置分布的估计。

[0007] UTDOA 是基于网络的技术,其允许从任何类型的移动台(MS)传输的任何信号在任何基站被接收以获得 UTDOA 测量。基准基站在与每个协作基站大致相同的时间测量所接收的信号,如在图 1 所示的。

[0008] 图 1 示出了移动设备可用的或来自移动设备的理想化模型,该模型用于定位本发明可用于提高定位估计的准确性(也称为定位尝试)的地方。该附图也识别用于无线定位的系统组件。在图 1 中,诸如美国导航星(United States NavStar)全球定位系统(GPS)的全球导航卫星系统 101 (GNSS)广播明确定义的码分多址(CDMA)扩展频谱信号 107,该信号被特殊配备的移动无线设备 102 使用来用于纬度、经度、高度和速度的 TD0A 位置估计。如果移动设备 102 没有被配备成接收用于位置计算的卫星信号 107,则使用 TD0A 或到达时间(TOA)计算的上行链路和下行链路陆地无线技术可被用于提供位置估计。使用下行链路(基于网络的发射机到设备)TD0A 或 TOA 技术的陆地广域无线定位技术包括高级前向链路三边测量(FLT) [IS-95, IS-2000]、增强到达时间差(E-OTD) [GSM] 和观测到达时间差(OTDOA) [UMTS] 以及分布式信标技术。陆地下行链路技术要求移动设备 102 测量来自基于网络的

发射机 103、104 的下行链路无线电信号 108, 并然后使用无线链路 109、回程设施 113 以及无线通信网络 110 来将所收集的无线电测量传送到位置确定实体(PDE) 106 以转换为纬度、经度以及在一些情况下转换为高度。

[0009] 陆地广域无线定位技术使用包括 U-TDOA、U-TDOA/ 到达角(AoA) 混合技术以及 U-TDOA/ 辅助 GPS 的上行链路(设备到基于网络的接收机) TDOA 或 TOA 技术。U-TDOA 和混合技术当前在 CDMA[IS-95, IS-2000]、GSM、UMTS、WiMAX (802. 16e/m 和 802. 20)中并概念地对即将来临的基于长期演进(LTE)OFDM 的无线无线电接入网络(RAN)起作用。陆地上行链路技术要求移动设备 102 的传输 109 由基于网络的接收机(在这种情况下在小区站点 103、104 内协同定位)测量。测量数据然后被回程 111 传送到位置确定实体(PDE)106 以转换为纬度、经度、速度以及在一些情况下转换为高度。不管之前提到的无线定位技术如何, 无线电信号飞行时间的确定都是移动设备 102 的实际位置的准确确定的关键。在图 1 中, 归因于建设性或破坏性干扰的信号反射、衍射以及衰减的真实世界影响没有被示出。

[0010] 在图 1 的系统中, 通过使在基准基站接收的信号与在协作基站接收的信号交叉相关, 到达时间差被确定。协作基站将它们 TDOA 测量发送到定位解被找到的位置确定实体(PDE)。然而, 对测量的损害可能从附加噪声和信号电平波动产生。这些损害可能影响在协作基站检测移动信号的存在敏感性。对估计的其它损害影响协作者检测视线(LOS)路径延迟的能力。

[0011] 图 2a、2b、2c 和 2d 说明了物体例如建筑物可以如何阻挡直接路径, 在不同的定位环境中产生非视线损害, 该环境包括上行链路、下行链路、GNSS 以及混合 GNSS/ 上行链路系统(其中 GNSS 代表全球导航卫星系统)。绕建筑物延伸的衍射路径比高度减弱的或完全被阻挡的直接路径更晚到达接收机。另外地, 来自障碍物的反射可造成散射, 该散射产生不同路径的到达时间的离差。在图 2a 中, 上行链路无线定位系统的例子被描述。移动设备 102 传输信号 109。在一些情况下, 例如对于基准接收机 203, 无线电信号被直接接收(视线或 LOS 情况)。但是其它接收机 104 可接收衍射信号 202 或反射信号 203。在每种情况下, 原始上行链路信号 109 也可被接收或使原始信号被障碍物 201 阻挡、减弱或延迟。

[0012] 图 3 说明了使第一到达的检测变得困难和造成 TDOA 误差的偏斜的损害。在图 3 中的参考数字如下被使用:

[0013] 303= 传输时间

[0014] 304= 检测阈值

[0015] 305= 视线(LOS) 飞行时间

[0016] 306= 滞后时间

[0017] 307= 所报告的 TOA 或 TDOA 的基础

[0018] 308= 延迟扩展

[0019] 309= 丢失的信号分量

[0020] 图 3 示出了在振幅 302 相对于时间 301 的曲线图 300 上的多路径恶化信号的到达时间。信号在时间 303 被传输并具有被示为 305 的潜在的直接路径飞行时间。最早的信号分量到达没有被检测到, 因为它们低于检测阈值 304 的功率电平处到达。检测阈值 304 必须被保持以避免过多的假警报。丢失的最早到达检测事件造成所报告的 TOA 或 TDOA 大于期望的 LOSTOA 或 TDOA。在该实例中, 在阈值 307 之上的第一信号产生离真实第一到达信

号分量的 306 的滞后。另外地,由于 NLOS 传播造成 NLOS 延迟,最早到达的多路径分量可晚于预期的到达。这也造成所报告的 TDOA 大于 LOS TDOA。这些因素使在 TDOA 测量和由定位算法搜索的或计算的 LOSTDOA 之间的误差偏斜。在此描述的发明性解决方案中的定位决策采用由这些因素以及误差分布的非高斯形状造成的误差的偏斜。

[0021] 在 2003 年 5 月 13 日提交的 K.Chang 等人的美国专利 6,564,065,“Bayesian-update based location prediction method for CDMA Systems”中描述的方法呈现为使用定位决策来预测来自 CDMA 导频频道测量的功率电平,该定位决策使用仿真从后验功率分布作出。在 1993 年 10 月 12 日提交的 E.Frei 等人的美国专利 5,252,982“Method of precise position determination”中描述的方法呈现为采用使用加权最小平方方法的高斯误差,该加权最小平方方法使用后验 RMS 误差迭代地找到 GPS 定位解的相位模糊。

[0022] 概述

[0023] 一种用于改进无线电定位系统的结果的、结合加权最小平方优化的方法通过使用最大后验 (MAP) 概率度量以合并具体的定位问题的特征 (例如,UTDOA) 的特来一般化加权最小平方方法。如所讨论的,WLS 法一般由包括 TDOA/AOA 和 TDOA/GPS 混合系统的 TDOA 和相关定位系统使用。所合并的特征包括关于 TDOA 误差的经验信息以及与其它网络元件有关的移动位置的概率分布。提供了一种用于对 TDOA 误差分布和先验移动定位建模的技术。提供了一种用于使用新的概率分布模型来计算 MAP 决策度量的方法。

[0024] 例证性实现提供误差检测方法,其包括:获取现场数据,其中所述现场数据具有将用在信号相关模型中的基线或位置相关值;分析所述现场数据以获得 (1) 信号相关模型和相关的测量参数,(2) 相关矩阵规则,以及 (3) 用于先验定位的模型;基于测量的所估计的可变性来计算测量的加权;使用加权连同相关矩阵规则一起生成协方差矩阵,以及计算逆协方差矩阵;在地理区域上执行迭代搜索以找到具有最大的最大后验概率 (MAP) 度量的位置;确定已达到的停止条件;以及报告具有最大的 MAP 度量的地理位置作为定位解。

[0025] 在此描述的方法包括几种关键的创新,包括但不限于以下方面:

[0026] 分析先验分布:提供实际位置的经验数据被用于获取从基准塔到定位解的标准化距离的分布,以便对相对于在搜索区域内的塔的先验位置的一般形状建模。指数分布被示为接近先验位置分布的形状,以及它的方差从经验数据被计算。

[0027] 分析 TDOA 误差分布:双重指数分布模型被一般化以将偏斜和任意功率合并指数中。模型参数从经验数据估计。

[0028] 多路径/NLOS 误差指示符:TDOA 误差分布的关键指示符包括基线的数量、预测的多路径校正 (基于观测信号参数和 / 或局部 RF 环境的知识) 以及每个基线的 TDOA 相关性。提供了通过分析经验数据并一般化条件误差分布来从这些指示符中推导模型参数的方法。对于每个基线,诸如偏斜的模型参数从这些指示符中计算出。

[0029] TDOA 误差相关性:提供了用于在具有以上的分析 TDOA 误差分布的基线之间计算相关误差的后验概率的方法。这些相关性通过相应的联合误差概率分布被合并到 MAP 算法中。

[0030] 用于公共偏差减轻的方法:使用更多的一般分布,找到对可能存在于测量中的公共偏差的分析解决方法变得困难。用于偏差的移除的方法连同各种复杂性 - 性能权衡一起

被提供。

[0031] 迭代调整 :发展了应用以上方法的迭代程序。该程序包括初始化操作和残值的估计。

[0032] 发明性技术的其它特点在以下被描述。

[0033] 附图的简要说明

[0034] 附图包括以下列图 :

[0035] 图 1 :定位网络的图示。

[0036] 图 2a、图 2b、图 2c 和图 2d :LOS 路径延迟估计的损害的图示。

[0037] 图 3 :测量误差偏斜的原因的图示。

[0038] 图 4a 和图 4b :MAP 误差检测方法的要素。

[0039] 图 5 :误差分布建模过程。

[0040] 图 6 :先验分布数据分析的逻辑流程图。

[0041] 图 7 :先验定位分布分析与经验模型的比较。

[0042] 图 8 :条件误差分布数据分析。

[0043] 图 9 :抽样总误差分布与加权最小平方法的关系曲线。

[0044] 图 10 :抽样总误差分布与新的粗略模型的关系曲线。

[0045] 图 11 :偏斜率与关联的抽样相关性。

[0046] 图 12 :抽样总条件误差分布与新模型(小偏斜)的关系曲线。

[0047] 图 13 :抽样总条件误差分布与新模型(大偏斜)的关系曲线。

[0048] 图 14 :MAP 决策度量计算的逻辑流程图。

[0049] 图 15 :双重指数假设($p=1, r=1$)的偏差计算。

[0050] 图 16 :条件误差计算。

[0051] 例证性实施方式的详细描述

[0052] 图 4a- 图 4b 示出了 MAP 误差检测方法的例证性实现的组成。如所示,MAP 过程在步骤 401 开始。现场数据 402 被分析(403)以获得一组信号相关规则和模型。这些模型和相关测量参数从可具有在模型中使用的基线或位置(location)(或位置(position),术语位置(location)和位置(position)在此可互换地使用)相关值的现场数据产生。例如,误差偏斜对于低相关性 UTDOA 测量可能更高。表 405 可因此生成。该表提供偏斜的模型参数和测量的相关值之间的映射。类似地,计算先验定位的模型和表(406)。现场数据分析过程也分析将定位接收机(例如,定位测量单位(LMU)或信号收集系统(SCS))连接到外部天线的不同接收机端口之间的相关性,为它们的应用提供相关值和规则。例如,由于 NLOS 效应,在同一位置的端口(共同站点端口)上可能存在误差的小的相关性。一旦现场数据被分析,就基于所估计的测量可变性对测量计算加权。然后加权连同协方差矩阵规则一起用以通过端口协方差矩阵生成端口,该协方差矩阵在 409 被求逆。

[0053] 如在图 4b 中所示,在地理区域上的迭代搜索然后被执行,其中目标是找到具有最大 MAP 度量的位置。一旦迭代搜索开始(411),分辨率循环就被输入(412),其中地理搜索空间分辨率在每次迭代中减少以及新的测试点经由插值法生成。搜索可在继续之前重新以先前迭代的最小误差点为中心。通过计算在区域中的每个测试点的 MAP 度量(415)并选择具有最小度量的点来搜索当前地理区域(414)。MAP 度量计算使用协方差矩阵 404、误

差模型和测量参数表 405。如果更多测试点存在于搜索空间中,处理逻辑 417 循环回以重新开始搜索(414)。如果在由当前分辨率提供的目前的搜索空间中没有测试点是未测试的,MAP 过程检查预先设定的分辨率限制集(418)。如果没有达到最高分辨率,过程返回到步骤 412;否则 MAP 过程检查是否一个或多个停止准则被达到(419)。当停止准则被满足时,MAP 过程结束(420)以及具有最大度量的地理位置提供定位解。

[0054] 我们的发明性解决方案的目标是为误差的后验概率建模并找到最大化该概率的定位解。从贝叶斯定理(见 A. Papoulis, Probability Random Variables, and Stochastic Processes, McGraw Hill Inc., New York, NY, 1984)中,随机位置矢量 \underline{L} 的条件概率密度函数根据 N 个测量误差 \underline{e} 的矢量给出,如

$$[0055] \quad f_{\underline{L}|\underline{e}}(\underline{L}|\underline{e}) = \frac{f_{\underline{e}|\underline{L}}(\underline{e}|\underline{L})f_{\underline{L}}(\underline{L})}{f_{\underline{e}}(\underline{e})} \quad (1)$$

[0056] 其中,

$$[0057] \quad \underline{L} \equiv \begin{bmatrix} x \\ y \\ z \end{bmatrix} \text{ 为随机位置矢量} \quad (2)$$

$$[0058] \quad \underline{e} = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \dots \\ e_N \end{bmatrix} \equiv \begin{bmatrix} \hat{\tau}_1 - \tau_1(x, y, z) - B \\ \hat{\tau}_2 - \tau_2(x, y, z) - B \\ \dots \\ \hat{\tau}_N - \tau_N(x, y, z) - B \end{bmatrix} \text{ 为 TDOA 误差加上公共偏差} \quad (3)$$

[0059] 以及

[0060] $W_i(x, y, z)$ 为在点 x, y, z 处第 i 条基线的 LOS TDOA,

[0061] $\hat{\tau}_i$ 为第 i 个 TDOA 基线测量,以及

[0062] B 为可能存在于测量中的公共偏差

[0063] 为了简化计算,(1)的对数可被最大化,因为最大化(1)的位置也是最大化(1)的对数的位置。(1)的自然对数为:

$$[0064] \quad \ln(f_{\underline{L}|\underline{e}}(\underline{L}|\underline{e})) = \ln(f_{\underline{e}|\underline{L}}(\underline{e}|\underline{L})) + \ln(f_{\underline{L}}(\underline{L})) - \ln(f_{\underline{e}}(\underline{e})) \quad (4)$$

[0065] 因为末项不依赖于位置,它在考虑不同的位置时是恒定的,所以它可被忽略。这允许以下函数在所有的位置上被最大化:

$$[0066] \quad \ln(f_{\underline{L}|\underline{e}}(\underline{L}|\underline{e})) = \ln(f_{\underline{e}|\underline{L}}(\underline{e}|\underline{L})) + \ln(f_{\underline{L}}(\underline{L})) \quad (5)$$

[0067] 第一项为后验误差概率密度的对数,第二项为先验概率密度的对数。

[0068] 误差分布建模过程

[0069] 误差分布建模过程在图 5 中示出。最初,现场数据 402 被分析以确定各种基线和位置特定的测量参数对先验位置分布和误差分布上的影响。接下来,不同基线的误差之间的相关性被分析以确定相关值和规则用于获得这些相关性。找到适合总误差分布的误差分布的粗略模型(504)。基于现场数据的先验分布找到先验分布的模型。误差分布模型然后被改进,以便基于各种位置特定的测量参数和基线特定的测量参数是可更改的。最后,相关矩阵基于相关值和用于应用这些值的相关规则而生成。

[0070] 先验分布

[0071] 用于找到适合的先验分布的逻辑在图 6 中示出。因为根据位置特定的数据,定位搜索区域可具有极大地不同的尺寸,以及定位问题也可具有极大地不同的网络配置,找到作为在搜索区域中的实际位置的函数的模型参数的分布是合乎需要的。在搜索区域中的位置是先验位置。找到作为先验位置的函数的模型参数是合乎需要的,该先验位置可被计算并用于确定在等式(5)中使用的先验位置概率。最初,现场数据被分析以确定候选参数。例如,离基准塔的距离的统计可代表先验位置。可选地,离服务塔的距离可被考虑。这些距离可被标准化到最大搜索范围。对于每个参数,范围和仓(bin)尺寸必须被选择,且代表先验分布的直方图基于在现场数据中的实际(真实)位置被更新。每个潜在分布连同参数计算一起被存储在先验参数数据库中。

[0072] 一旦计算出各种模型参数的潜在的先验分布,就选择如在图 5 中描述的模型。模型被选择为代表来自现场数据的分布且在计算上是有效的。示例性模型参数被选择为离基准塔的候选位置的距离,其被标准化为从基准塔到搜索区域的边缘的最大距离。这提供从三维随机矢量 \underline{L} 到离基准塔的标准化随机距离 \underline{D} 的转换,如

$$[0073] \quad D = \frac{\left[(x - x_{ref})^2 + (y - y_{ref})^2 + (z - z_{ref})^2 \right]}{R_{max}} \quad (6)$$

[0074] 其中,

[0075] $x_{ref}, y_{ref}, z_{ref}$ 为基准塔的位置坐标

[0076] R_{max} 为从基准塔到搜索区域的边缘的最大距离。

[0077] 示例性模型被选择为指数的,如

[0078]

$$f_D(D) = \begin{cases} \lambda_a e^{-\lambda_a D} & x \geq 0 \\ 0 & \text{其它情况} \end{cases} \quad (7)$$

[0079] 其中, λ_a 被选择成适合现场数据。图 7 比较该模型与示出良好一致性的现场数据。

[0080] 误差分布

[0081] 现场数据也被分析以获得误差分布的模型。图 8 示出了类似于在先验数据分析中的那些步骤的一系列步骤。在图中,测量参数被分析以确定哪些参数造成误差分布中的大的变化。示例性测量参数包括:

[0082] 每个基线的 UTDOA 相关性,

[0083] 每个基线的多路径校正因子,

[0084] 对每个位置的测量的数量。

[0085] 这些参数的范围和仓尺寸被确定,用于累加条件统计和总体统计。条件统计和总体统计然后对所有现场数据被编译并存储用于模型确定。

[0086] 抽样总误差分布在图 9 中示出并与高斯分布比较,如将通过加权最小平方方法假设的。从图中,显然高斯假设并不对总分布的形状充分地建模。总分布向右的偏斜是明显的。

[0087] 总分布提供到粗略的误差模型的输入,如在图 5 中所示的。第 i 个边际误差的示例性误差模型被确定为

$$[0088] \quad f_{e_iL}(x_i) = \begin{cases} Ae^{-\frac{k}{\sigma_i^{p_i}} |x_i|^{p_i}} & x_i \geq 0 \\ Ae^{-\frac{k}{\sigma_i^{p_i}} |x_i|^{p_i}} & x_i < 0 \end{cases} \quad (8)$$

[0089] 其中,

[0090] p_i 为大于零任意指数功率的模型参数,

[0091] r_i 为指示该分布的偏斜的正比值的模型参数, 以及

[0092] V_i 为第 i 条基线的标准偏移。

[0093] 值 k 和 A 被选择成对于给定的 r_i 和 p_i 满足条件 $\int_{-\infty}^{\infty} f_{e_iL}(x) dx = 1$ 。对于高斯分布,

$r_i=1, p_i=2$ 以及 $k=1/2$ 。对于双重指数分布或拉普拉斯分布, $r_i=1, p_i=1$ 以及 $k=\sqrt{2}$ 。

[0094] 粗略的建模步骤在匹配现场数据的等式(8)中计算模型参数的值。图 10 说明了应用 $p_i=1.1$ 以及 $r_i=1.1$ 的粗略模型的效应。该图示出了与在图 9 中示出的高斯假设相比与现场数据的显著更好的一致性。

[0095] 条件误差分布被用作到图 5 中的块 506 的“确定精细误差模型”的输入。对于条件误差, 基于每个测量参数仓的误差的平均和标准偏移来计算偏斜率。仓的中心为误差分布的条件值。

[0096] 可如下根据条件分布的平均和标准偏移找到偏斜。如果条件误差分布被近似为双重指数, 则在指数中的比例因子为

$$[0097] \quad \lambda = \sqrt{2}/\sigma \quad (9)$$

[0098] 其中, V 为条件分布的标准偏移。

[0099] 为了估计 r_i , 考虑两个单独的成比例的指数分布, 其中它们的一个在零左右浮动。分布的这两个分量都按比例调节以积分到 1/2。作为结果, 条件分布的平均数 m 可根据比例因子被表达为

$$[0100] \quad m = -\frac{1}{\lambda_L} + \frac{1}{\lambda_R} \quad (10)$$

[0101] 其中, λ_L 和 λ_R 为分别在零的左侧和右侧的单独的指数分布分量的指数中的比例因子。假设所有的偏斜都归因于在 λ_R 中相对于 λ 的变化, 允许假设 $\lambda_L \approx \lambda$ 。对 λ_R 的等式(10)求解并使用 $\lambda_L \approx \lambda$ 的(9), 给出

$$[0102] \quad \lambda_R = \frac{1}{m + \frac{1}{\lambda_L}} \approx \frac{1}{m + \frac{\sigma}{\sqrt{2}}} \quad (11)$$

[0103] 来自(9)和(10)中的偏斜率于是为

$$[0104] \quad r_i = \frac{\lambda_R}{\lambda_L} = \frac{\sigma}{\sqrt{2}m + \sigma} \quad (12)$$

[0105] 来自条件误差分布的 σ 和 m 的值可然后用于使用等式(12)来计算 r_i 。

[0106] 作为 UTDOA 相关性的函数的偏斜率的实例在图 11 中示出。对于每个条件分布, 平

均数 m 和标准偏差 σ 在等式 (12) 中用于计算 r_i 。在图中, 显然对于低相关性, 偏斜增加。示出对数据的线性拟合, 其可被使用来替代表查找以取得作为样本数和仓尺寸的函数的可变性的平均数。块 506 (图 5) “精细误差模型确定” 的结果为测量参数值例如 UTDOA 相关性到模型参数例如偏斜的映射。对 (8) 中的模型参数 ρ_i 的类似的调整可根据各种测量参数值来进行。

[0107] 精细模型调整的示例性结果在图 12 中示出, 其中在更高的相关性处存在小的偏斜。图 13 示出了在更低的相关性处存在大的偏斜时的实例。这些图说明了相对于图 10 实现的误差分布模型中的改进。

[0108] 相关矩阵

[0109] 现场数据也被用于分析在如图 5 所示的不同端口的误差之间存在的相关性。基于各种规则或条件来计算误差之间的相关性。用于计算两个端口之间的相关性的示例性规则包括:

[0110] 应用在同一矢量上的端口之间的固定的相关性,

[0111] 应用在同一站点上的端口之间的固定的相关性,

[0112] 应用在协作端口和基准端口之间的固定的相关性。

[0113] 对于每个规则, 从现场数据统计计算误差的标准化相关值或相关系数 (见 A. Papoulis, Probability Random Variables, and Stochastic Processes, McGraw Hill Inc., New York, NY, 1984)。相关值和规则提供到块 409 “增加协方差矩阵并执行求逆” (图 4a) 的输入。相关矩阵生成块逐个端口地计算相关值的矩阵。如果多个规则应用到一对端口, 则最大的相关值被用在矩阵中。

[0114] 加权和方差计算

[0115] 每个基线的加权基于来自克拉米罗限 (Cramer Rao bound) 的 RMS 误差 (见 R. McDonough, A. Whalen, Detection of Signals in Noise, 2nd Ed., Academic Press., San Diego, CA, 1995)。对 AWGN (加性高斯白噪声) 中的 TDOA RMS 误差的下限为

$$[0116] \quad \sigma_i \approx \frac{\sqrt{12\rho_i}}{2\pi W(2WT)^{1/2}(1-\rho_i^2)^{1/2}} \quad (13)$$

[0117] 其中, W 为信号带宽, T 为相干积分长度以及 ρ_i 为第 i 条基线的相关性。因为在 AWGN 中的平均误差接近于零, 误差的标准偏移近似为 RMS 误差。加权是在平方的 RMS 误差上的一个加权, 给出理论加权为

$$[0118] \quad W_i = \frac{1}{\sigma_i^2} \quad (14)$$

[0119] 示例性加权操作在如图 4 所示的块 407 “计算加权” 中的现场数据分析之后被执行。其它影响可被包括以说明退化, 例如, 进一步增加 RMS 误差的多路径。

[0120] 协方差矩阵计算

[0121] 可能需要用于使用联合误差密度做出决策的协方差矩阵。协方差矩阵 C 为第 i 个和第 j 个端口之间的协方差的逐端口矩阵, 其被计算为

$$[0122] \quad c_{ij} = \beta_{ij} \sigma_i \sigma_j \quad (15)$$

[0123] 其中, β_{ij} 为来自相关矩阵的第 i 个和第 j 个端口之间的相关系数。

[0124] 可选地,如果端口之间的相关水平被认为太小,则可为了计算效率而绕过该步骤。示例性决策标准是,如果 β_{ij} 中的至少一个超过相关阈值,则使用协方差矩阵。如果该阈值没有被超过,则标志被设置以使用独立的误差分析。

[0125] MAP 决策度量计算

[0126] 使用联合误差密度的 MAP 决策计算采用对相关 UTDOA 误差的进一步的一般化。以联合高斯误差开始,后验概率为

$$[0127] \quad \ln(f_{L|e}(L|e)) = \ln\left(Ge^{-\frac{1}{2}e^T C^{-1} e}\right) = \ln(G) - \frac{1}{2}e^T C^{-1} e \quad (16)$$

[0128] 其中, G 为常数。根据单独的 UTDOA 误差

$$[0129] \quad \ln(f_{L|e}(L|e)) = \ln(G) - \frac{1}{2} \sum_j \sum_i e_i e_j d_{ij} \quad (17)$$

[0130] 其中, d_{ij} 为 C^{-1} 的元素。假定在等式(8)中边际误差概率密度的模型,下面对等式(17)中进行对联合密度的一般化,

$$[0131] \quad \ln(f_{L|e}(L|e)) = \ln(G) - k \sum_j \sum_i s_{ij} |h(r_i, e_i)|^{p_i/2} |h(r_j, e_j)|^{p_j/2} |d_{ij}|^{(p_i+p_j)/4} \quad (18)$$

[0132] 其中,

$$[0133] \quad h(r_i, e_i) = \begin{cases} r_i e_i & e_i \geq 0 \\ e_i & e_i < 0 \\ r_i & \end{cases} \quad (19)$$

$$[0134] \quad s_{ij} = \text{sgn}\{h_i(r)\} \text{sgn}\{h_j(r)\} \text{sgn}\{d_{ij}\} \quad (20)$$

[0135] 以及

$$[0136] \quad \text{sgn}(x) = \begin{cases} 1 & x > 0 \\ 0 & x = 0 \\ -1 & x < 0 \end{cases} \quad (21)$$

[0137] 代入(18)并将(7)的自然对数代入(5)中给出

$$[0138] \quad \ln(f_{L|e}(L|e)) = \ln(G) - k \sum_j \sum_i s_{ij} |h(r_i, e_i)|^{p_i/2} |h(r_j, e_j)|^{p_j/2} |d_{ij}|^{(p_i+p_j)/4} + \ln(\lambda_a) - \lambda_a D \quad (22)$$

[0139] 因为目的是找到最大化(22)的 x, y, z 和 B , 可忽略不依赖于 x, y, z 和 B 的项, 给出:

[0140]

$$\begin{aligned} & \arg \max_{x, y, z, B} \left(\ln(f_{L|e}(L|e)) \right) \\ & = \arg \max_{x, y, z, B} \left(-k \sum_j \sum_i s_{ij} |h(r_i, e_i(x, y, z))|^{p_i/2} |h(r_j, e_j(x, y, z))|^{p_j/2} |d_{ij}|^{(p_i+p_j)/4} - \lambda_a D(x, y, z) \right) \end{aligned} \quad (23)$$

[0141] 对于计算效率,等式(23)可被 $-k$ 除,且最小化 $-\frac{1}{k} \ln(f_{L|e}(L|e))$ 的 x, y, z 被找到,如

[0142]

$$\begin{aligned} \arg \max_{x,y,z,B} \left(\ln(f_{L|e}(L|e)) \right) &= \arg \min_{x,y,z,B} \left(-\frac{1}{k} \ln(f_{L|e}(L|e)) \right) \\ &= \arg \min_{x,y,z,B} \left(\sum_j \sum_i s_{ij} |h(r_i, e_i(x, y, z, B))|^{p_i/2} |h(r_j, e_j(x, y, z, B))|^{p_j/2} |d_{ij}|^{(p_i+p_j)/4} + \frac{\lambda_a}{k} D(x, y, z) \right) \end{aligned} \quad (24)$$

[0143] 将被最小化的决策度量于是为

$$M = \sum_j \sum_i s_{ij} |h(r_i, e_i(x, y, z, B))|^{p_i/2} |h(r_j, e_j(x, y, z, B))|^{p_j/2} |d_{ij}|^{(p_i+p_j)/4} + \frac{\lambda_a}{k} D(x, y, z) \quad (25)$$

[0145] 对于在基线之间存在低 (~ 0) 交叉相关性的位置,协方差矩阵为对角矩阵。在 UTDOA 误差之间呈现独立性,将(25)简化为

$$M = \sum_i \frac{1}{\sigma_i^p} |h(r_i, e_i(x, y, z, B))|^{p_i} + \frac{\lambda_a}{k} D(x, y, z) \quad (26)$$

[0147] 根据对每条基线预先计算的加权,度量为

$$M = \sum_i W_i^{p_i/2} |h(r_i, e_i(x, y, z, B))|^{p_i} + \frac{\lambda_a}{k} D(x, y, z) \quad (27)$$

[0149] 图 14 示出了在每个 x, y, z 值处的 MAP 决策度量计算的逻辑流程图。计算正被考虑的 x, y, z 的误差抽样(1401)。通常,使 M 最小化的在等式(27)中的公共偏差“ B ”的分析解是难以计算的。因此,在两个相对容易计算的采样点 ($p_i=1, r_i=1$ 和 $p_i=2, r_i=1$) 处的偏差被找到并被组合以提供近似值。计算呈现误差的高斯统计的最小偏差(1402),接下来是呈现双重指数统计的计算(1403)。待使用的偏差然后通过组合两个偏差点来找到(1404)。该组合可通过简单地取高斯偏差和双重指数偏差的平均数得到。可选地,任意 p_i 和 r_i 的偏差可通过以复杂性为代价在所有可能的偏差上搜索来找到。如果这被完成,两个偏差抽样的平均值被用作搜索的开始点。可选地,搜索可离线完成并与两个偏差抽样的偏差结果比较。在这种情况下,离两个偏差点的平均百分比偏移以离线分析为代价可被用在组合中。在组合抽样偏差之后,条件误差分布使用组合的偏差 1405、协方差矩阵 1407、以及如先前从现场数据产生的误差模型和参数表来确定(1405)。所计算的条件误差分布 1405 以及先前产生的先验定位的模型 1409 然后用于找到对 MAP 度量的先验贡献(1406)。具有不同的地理地图分辨率和迭代的在 x, y, z 之上的图 14 中的度量计算的最小值提供最后的解,如在图 4 中描述的。

[0150] 高斯偏差

[0151] 高斯偏差通过在(27)中设置 $p_i=2$ 和 $r_i=1$ 来找到。注意对于 $r_i=1$,

[0152] $h(r_i=1, e_i(x, y, z, B)) e_i(x, y, z, B)$, 给出

$$[0153] \quad M = \sum_{i=1}^N (\Delta\tau_i - B)^2 W_i \quad (28)$$

[0154] 其中,

[0155] N 为基线的数量

[0156] $\Delta\tau_i \equiv \hat{\tau}_i - \tau_i(x, y, z)$ 为无偏差误差。

[0157] 对偏差的最小解通过将(28)相对于 B 的导数设置为等于零并对 B 求解来找到, 给出

$$[0158] \quad B = \frac{\sum_{i=1}^N \Delta\tau_i W_i}{\sum_{i=1}^N W_i} \quad (29)$$

[0159] 等式(29)提供当误差分布为高斯时的偏差。

[0160] 指数偏差

[0161] 指数偏差通过在(27)中设置 $p_i=1$ 和 $r_i=1$ 来找到, 给出

$$[0162] \quad M = \sum_{i=1}^N |\Delta\tau_i - B| \sqrt{W_i} \quad (30)$$

[0163] 再次, 对偏差的最小解通过将(28)相对于 B 的导数设置为等于零并对 B 求解来找到。每个项相对于 B 的导数为

$$[0164] \quad \frac{d}{dB} |\Delta\tau_i - B| \sqrt{W_i} = \begin{cases} \sqrt{W_i} & B \geq \Delta\tau_i \\ -\sqrt{W_i} & B < \Delta\tau_i \end{cases} \quad (31)$$

$$= \sqrt{W_i} [U(B - \Delta\tau_i) - U(\Delta\tau_i - B)]$$

[0165] 其中, U(x) 为单步骤函数(见 A. Oppenheim and A. Willsky, Signals and Systems, Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, NJ, 1983)。将和的导数设置为等于零给出

$$[0166] \quad \frac{dM}{dB} = \sum_{i=1}^N \sqrt{W_i} [U(B - \Delta\tau_i) - U(\Delta\tau_i - B)] = 0 \quad (32)$$

[0167] 在(32)中作为 B 的函数的每个项为 $-\sqrt{W_i}$, 直到达到 $\Delta\tau_i$ 值以及然后对于大于 $\Delta\tau_i$ 的 B 有到 $\sqrt{W_i}$ 的步骤。由于这些不连续性, 没有对 B 的精确解。然而, 可找到提供近似解的 B 值。

[0168] 在图 15 中的解根据增加的 $\Delta\tau_i$ 安排在(32)中的总和。然后找到使(32)尽可能接近于零的 B 值。这发生第 k 个步骤转换出现的 B 值处, 使负项的和近似等于正项的和(也就是,

$\sum_{i=1}^K \sqrt{W_i} \approx -\sum_{i=K+1}^N \sqrt{W_i}$, 其中 N 为在被安排的总和中基线的总数)。在图中, 加权和样本

阵列增加并分类。计算 $\sum_{i=1}^N \sqrt{W_i} / 2$ 的阈值以提供停止条件。这些项按照从具有最小转换点的

项到具有最大转换点的项的顺序累加。在达到阈值的点处, 如果存在奇数数量的项, 值 $\Delta\tau_k$ 被返回; 否则, 第 k 项的转换点与在前面的项的转换点取平均数。

[0169] 度量计算

[0170] 在(27)中的第一项在图 16 中的步骤之后被计算。对于每条基线,测量参数例如 UTDOA 相关性、基线的数量以及多路径参数被确定。这些测量参数被用于从查找表或通过使用参数拟合模型的直接计算来确定误差模型参数 p_i 和 r_i 。误差根据偏斜来调整。最后,度量中的总和在误差具有明显的相关性时使用(25)来计算,或在误差没有明显的相关性时使用(27)来计算。相关性的显著性被确定为在图 4 中的协方差矩阵计算的部分。最后,在(27)和(25)中的末项使用(6)来计算以说明先验概率。

[0171] 抽样结果

[0172] 以下表 1 说明相对于加权最小平方算法的抽样提高。使用近似 46000 个位置测量,定位误差的分布使用加权最小平方算法和以上算法被编译。以上模型的参数使用 32000 个位置的单独的培训数据集来选择。该表示出了分别在第 95 和 67 个百分点的大约 20 米和 2 米的提高。平均误差提高大约 15 米。

[0173]

| 误差 (m) | 加权最小平方 | MAP |
|-----------|--------|-------|
| 第 67 个百分点 | 74.7 | 72.9 |
| 第 95 个百分点 | 293.1 | 271.3 |
| 平均数 | 287.9 | 272.6 |

[0174] 表格 1 :相对于加权最小平方方法的示例性结果

[0175] 结论

[0176] 本发明以及以下权利要求的保护范围决不限于在上文描述的细节。无线定位领域的普通技术人员将认识到,可对例证性实施方式各种修改,而不偏离在此公开的发明性概念。

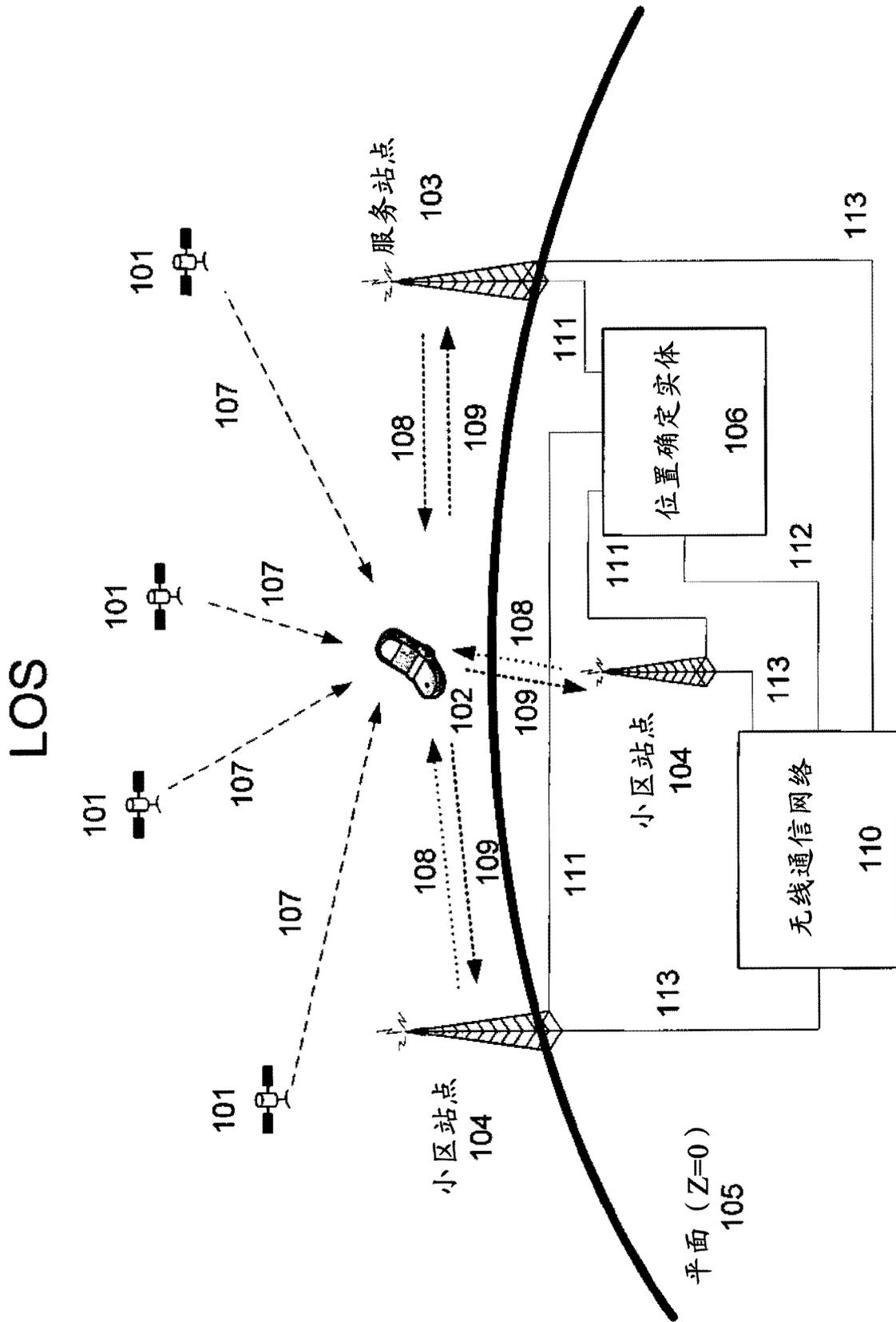


图 1

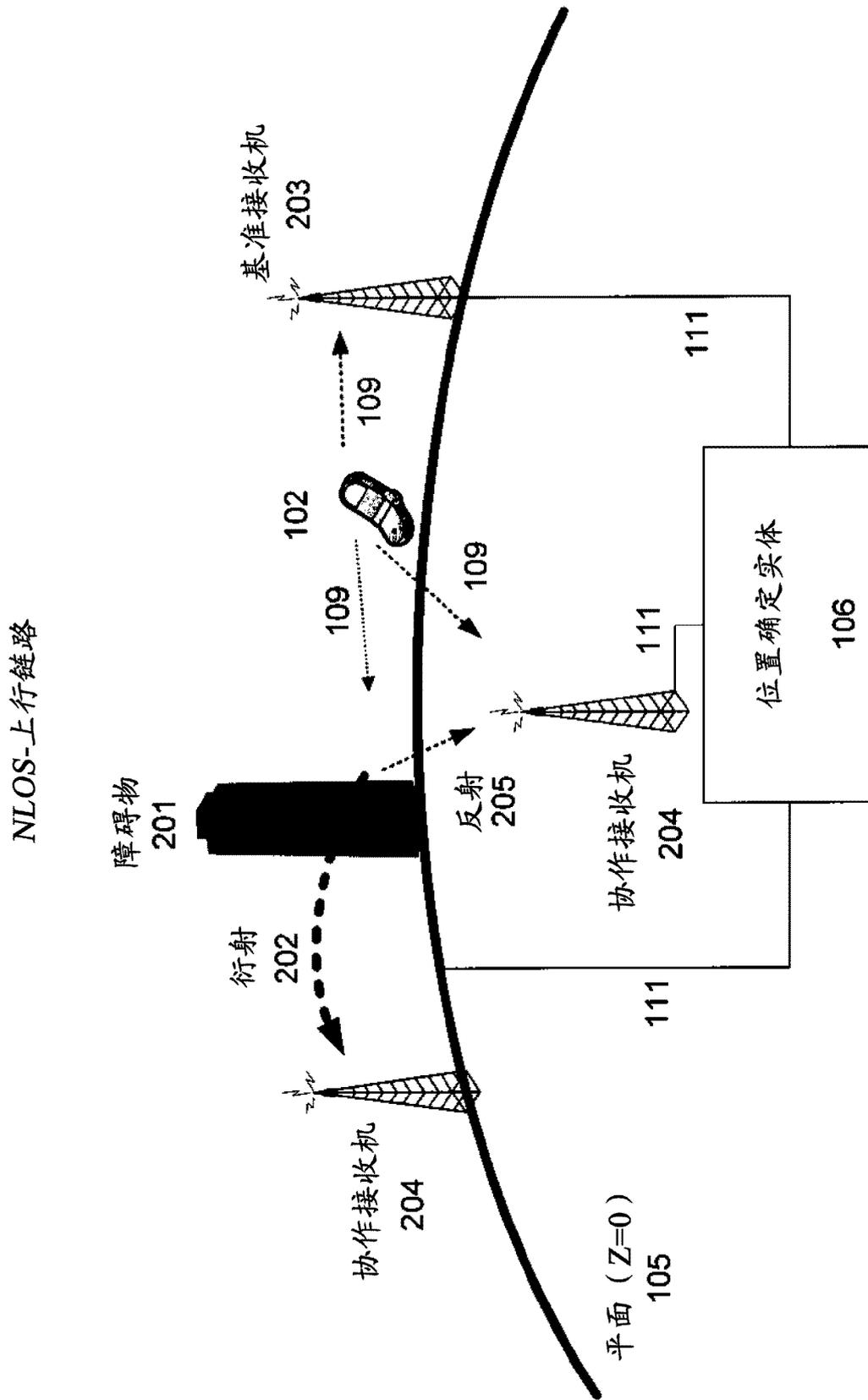


图 2

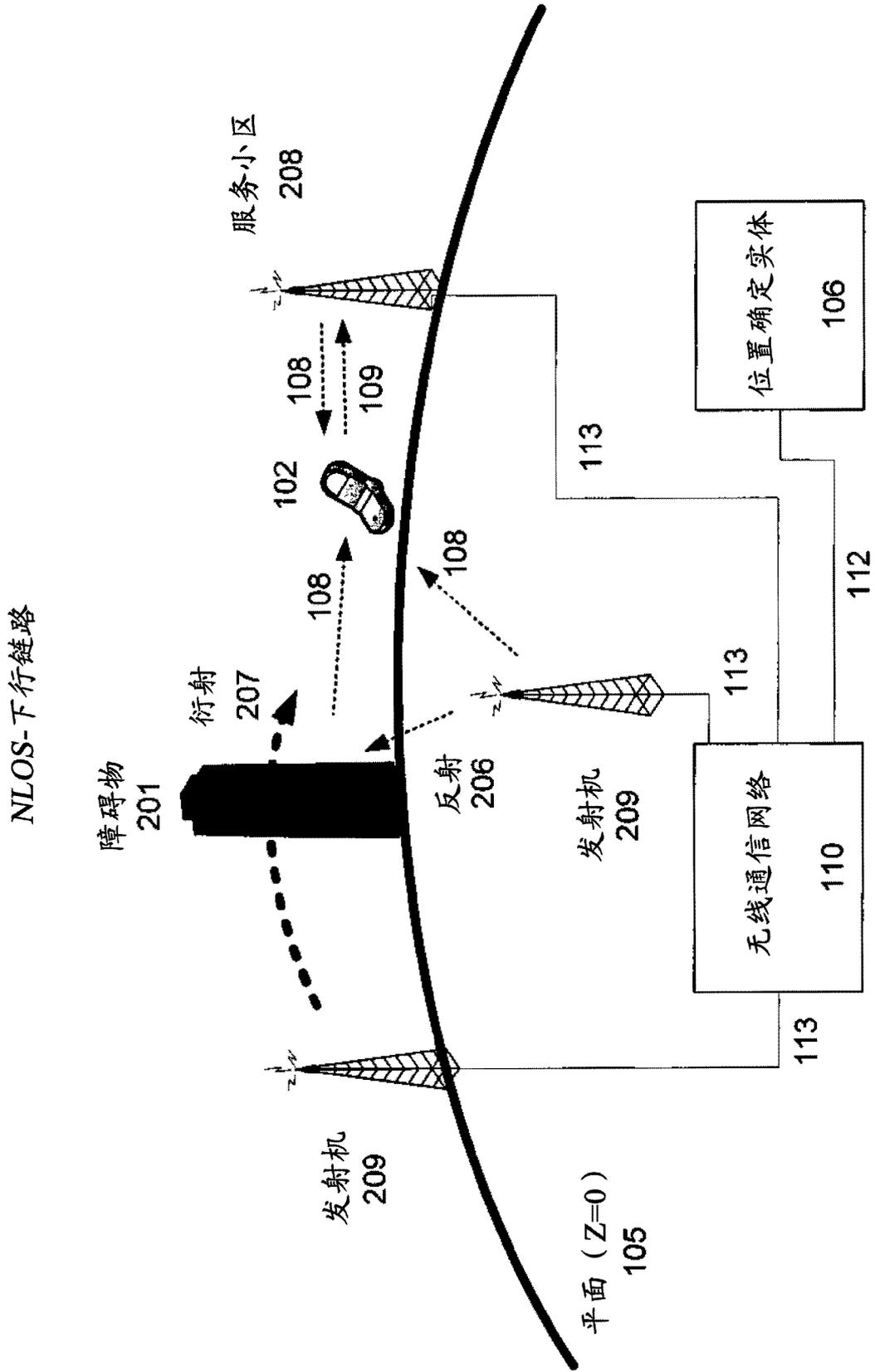


图 2b

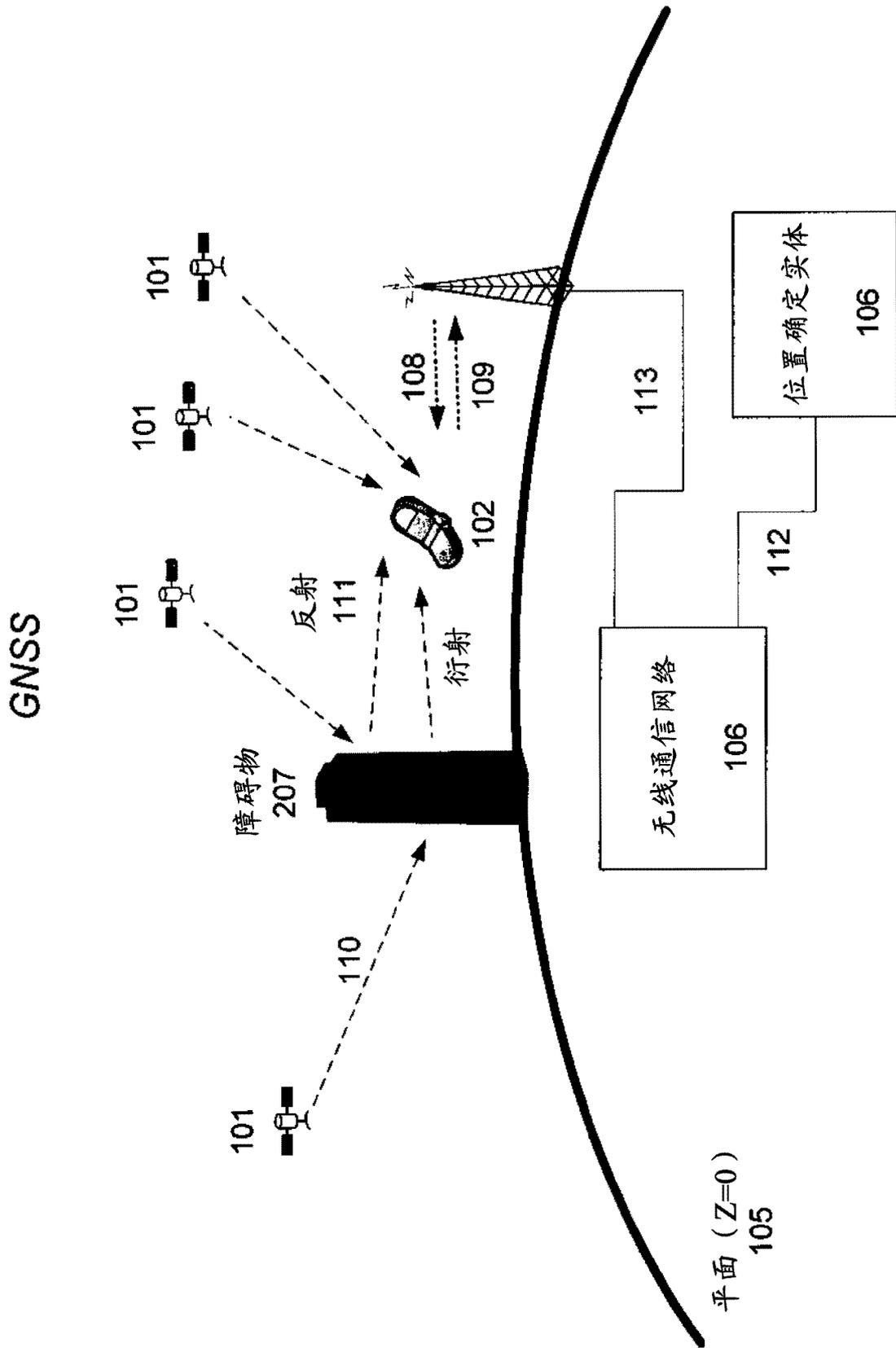


图 2c

U-TDOA和GNSS

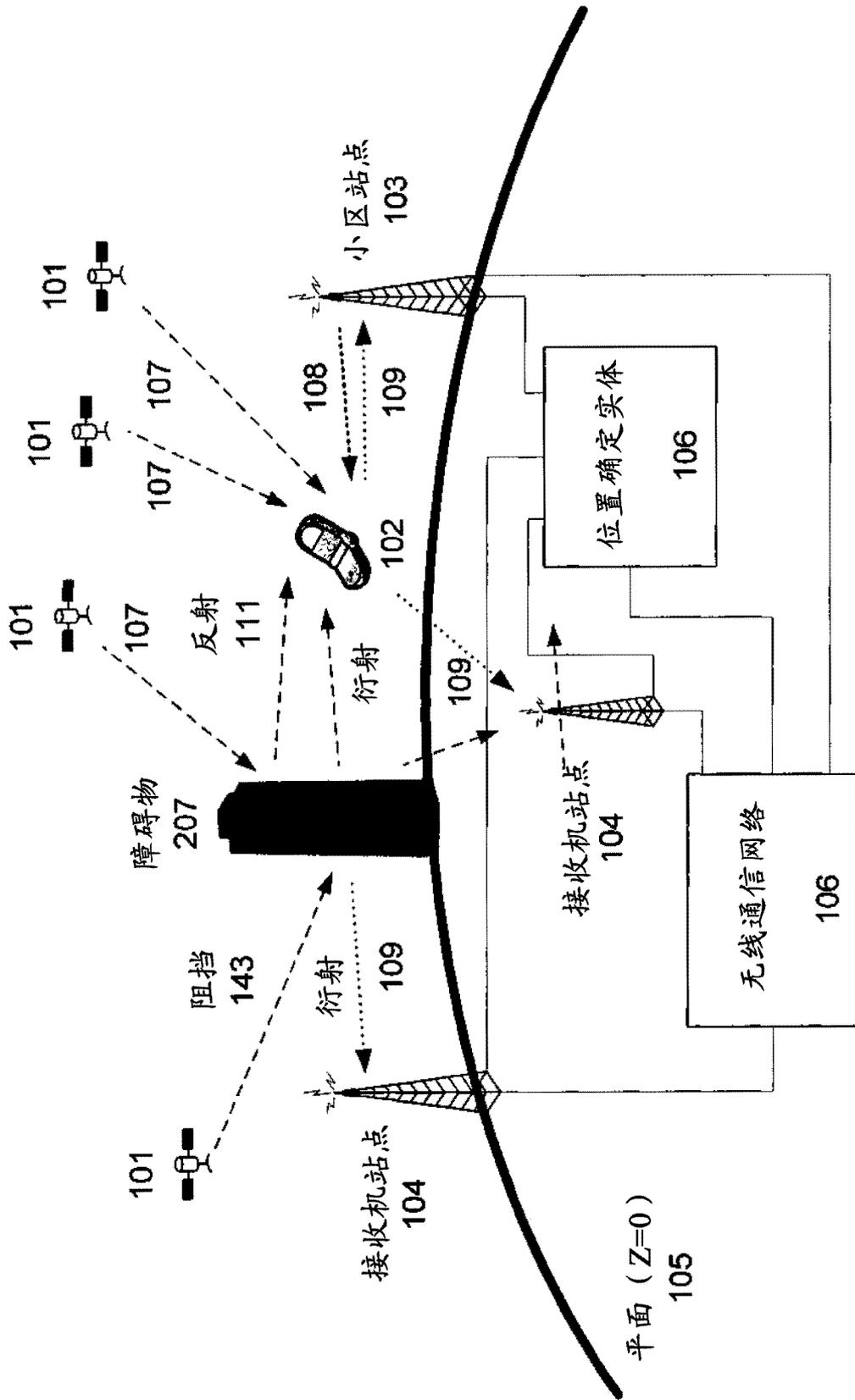


图 2d

- 303 = 传输时间
- 304 = 检测阈值
- 305 = 视线 (LOS) 飞行时间
- 306 = 滞后时间
- 307 = 所报告的 TOA 或 TDOA 的基础
- 308 = 延迟扩展
- 309 = 丢失的信号分量

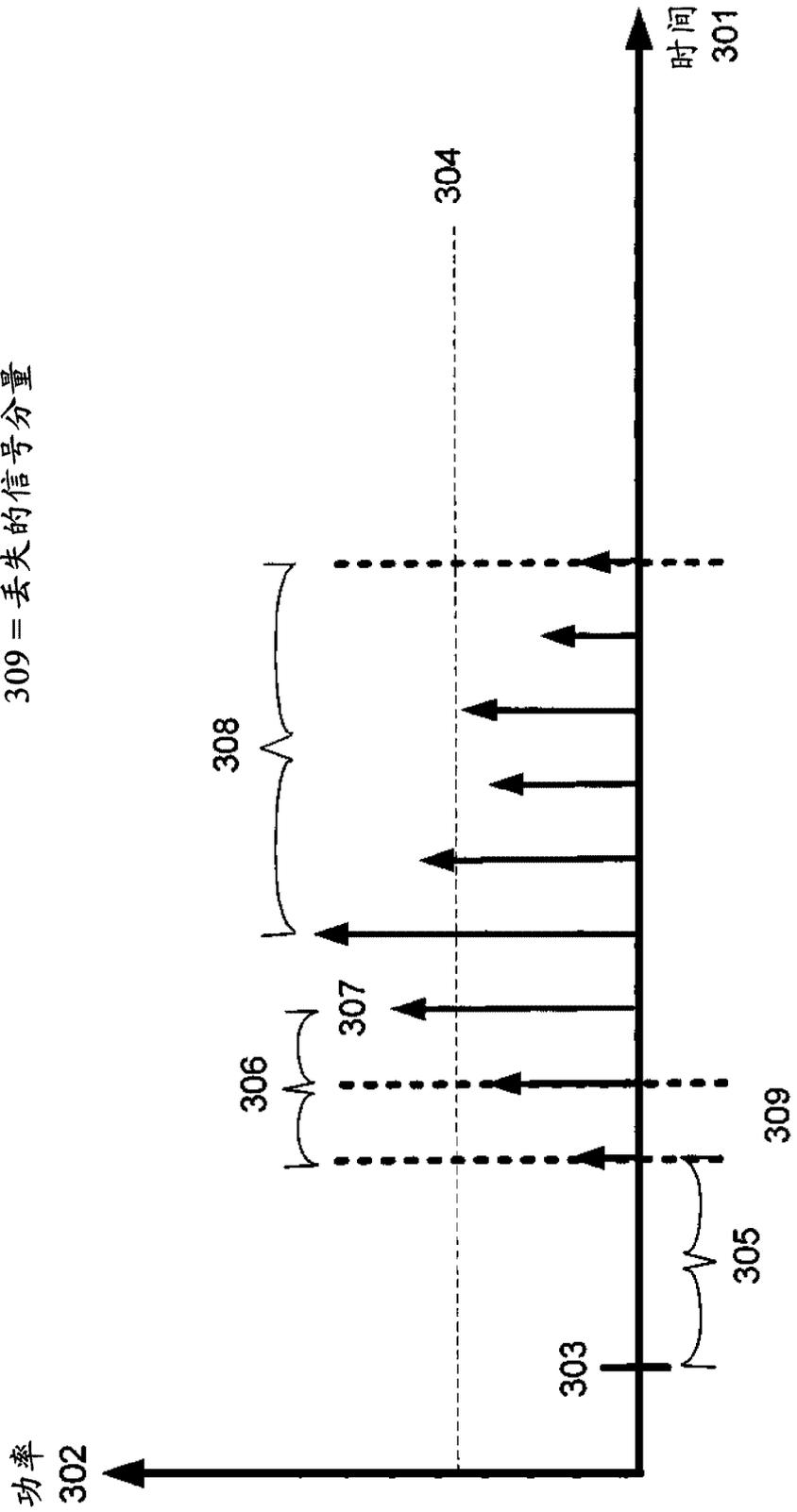


图 3

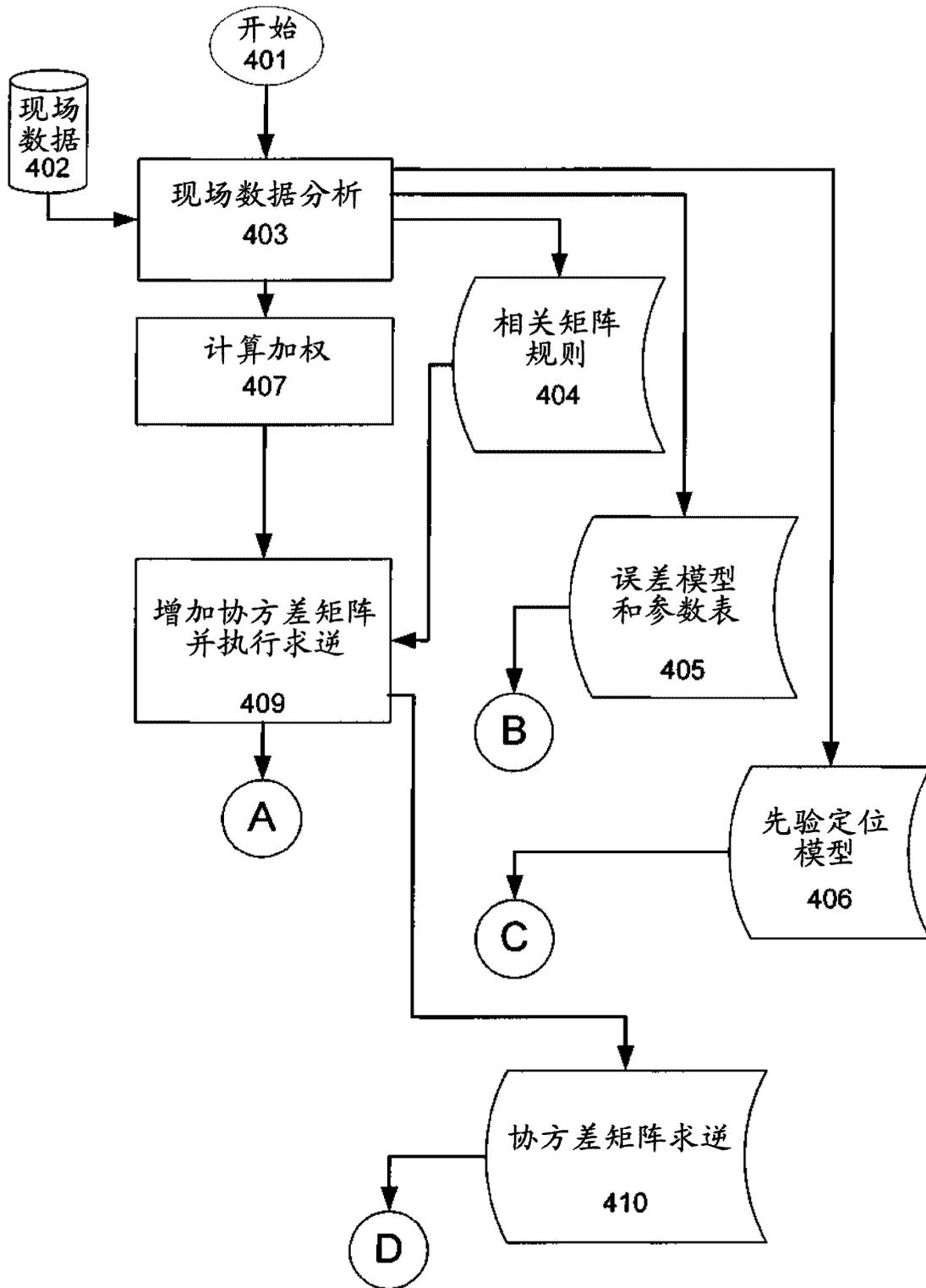


图 4a

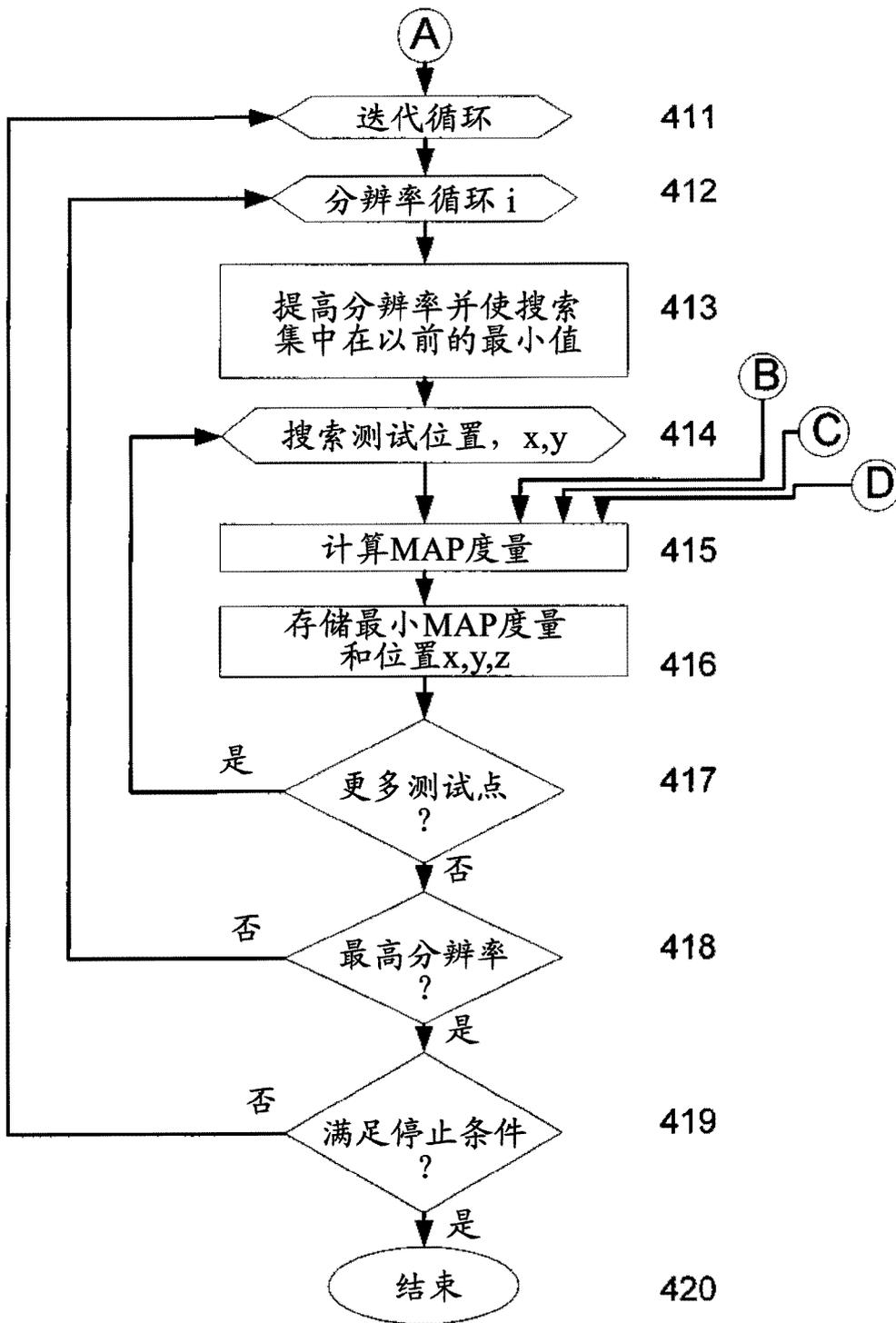


图 4b

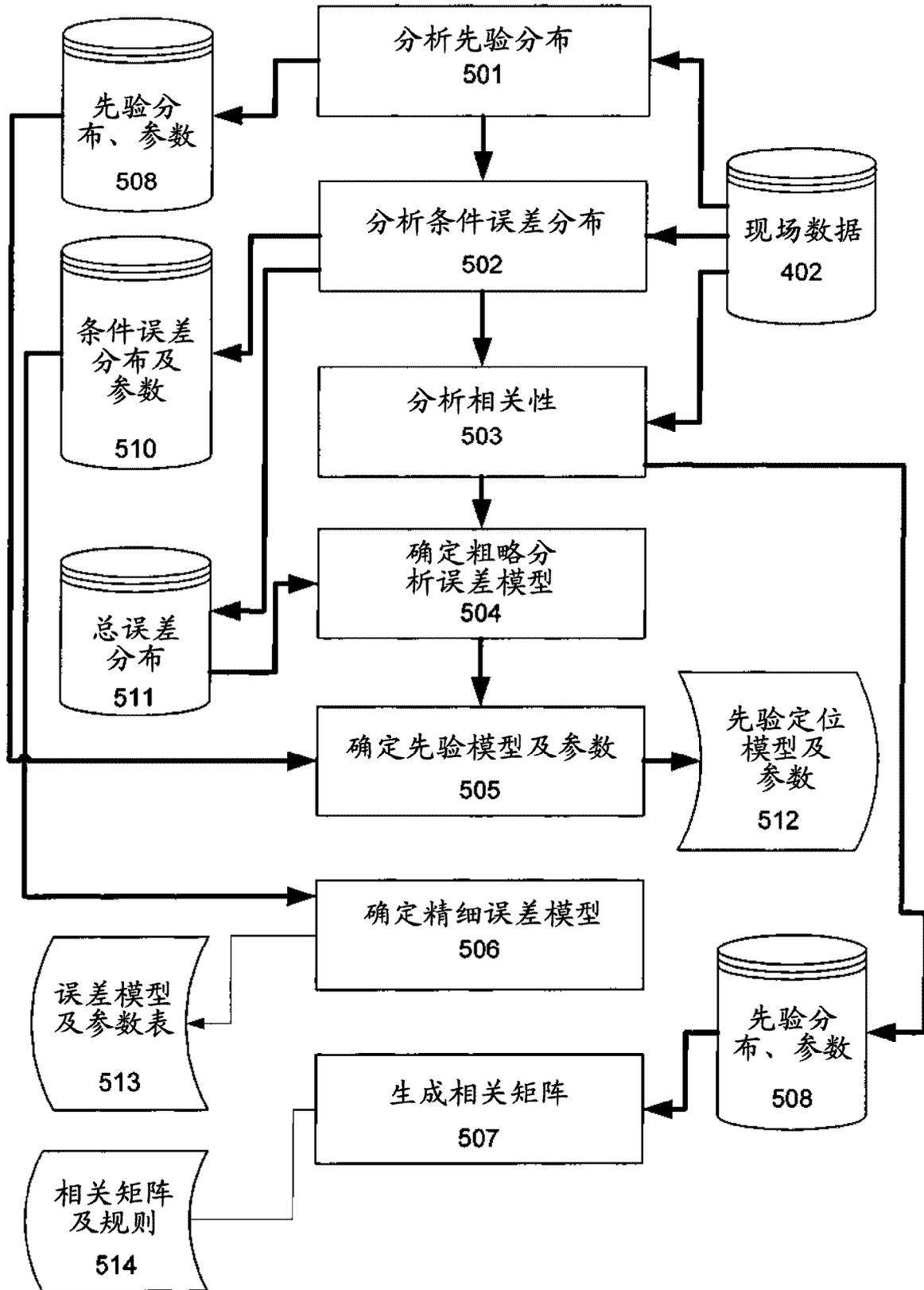


图 5

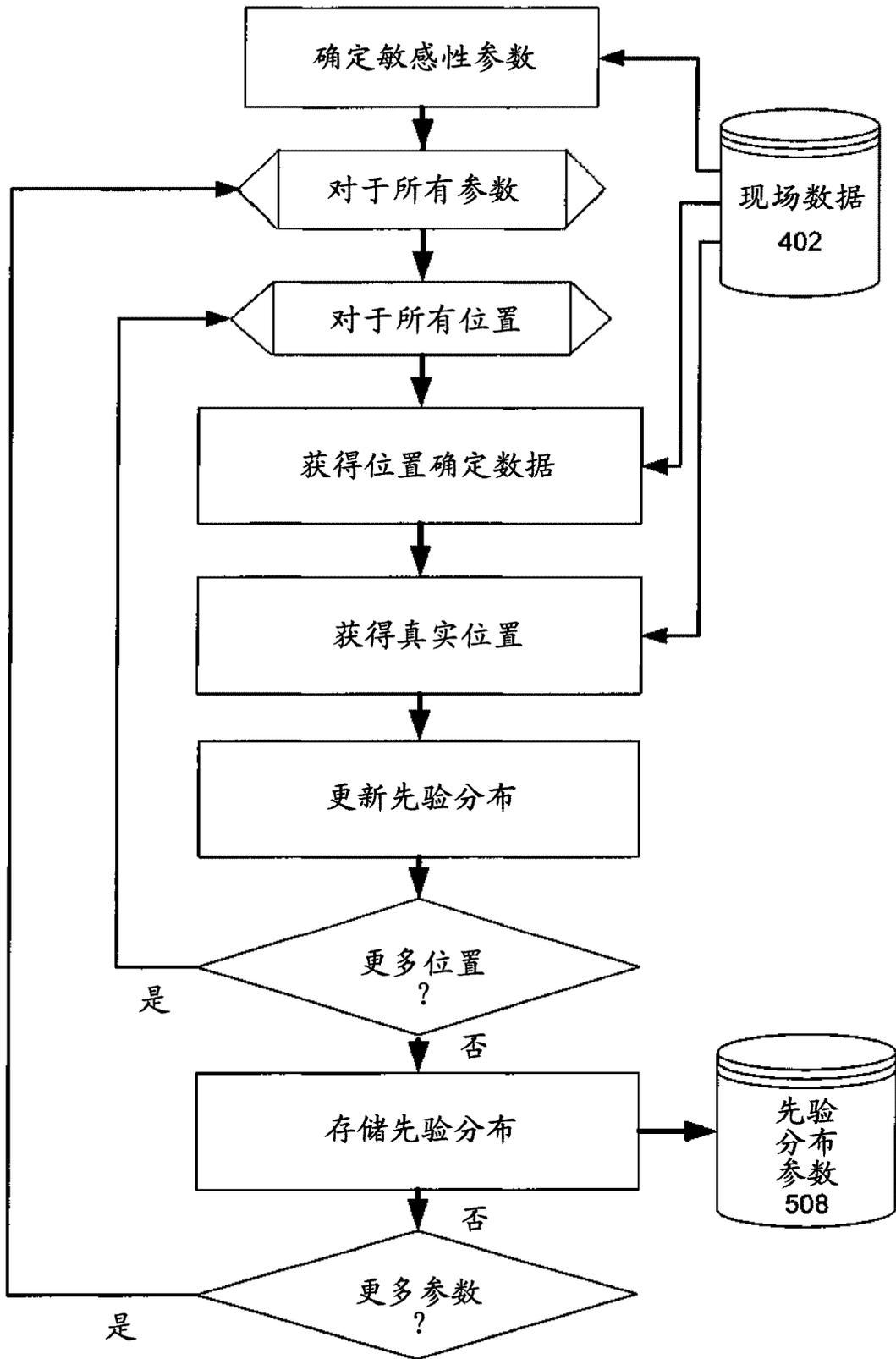


图 6

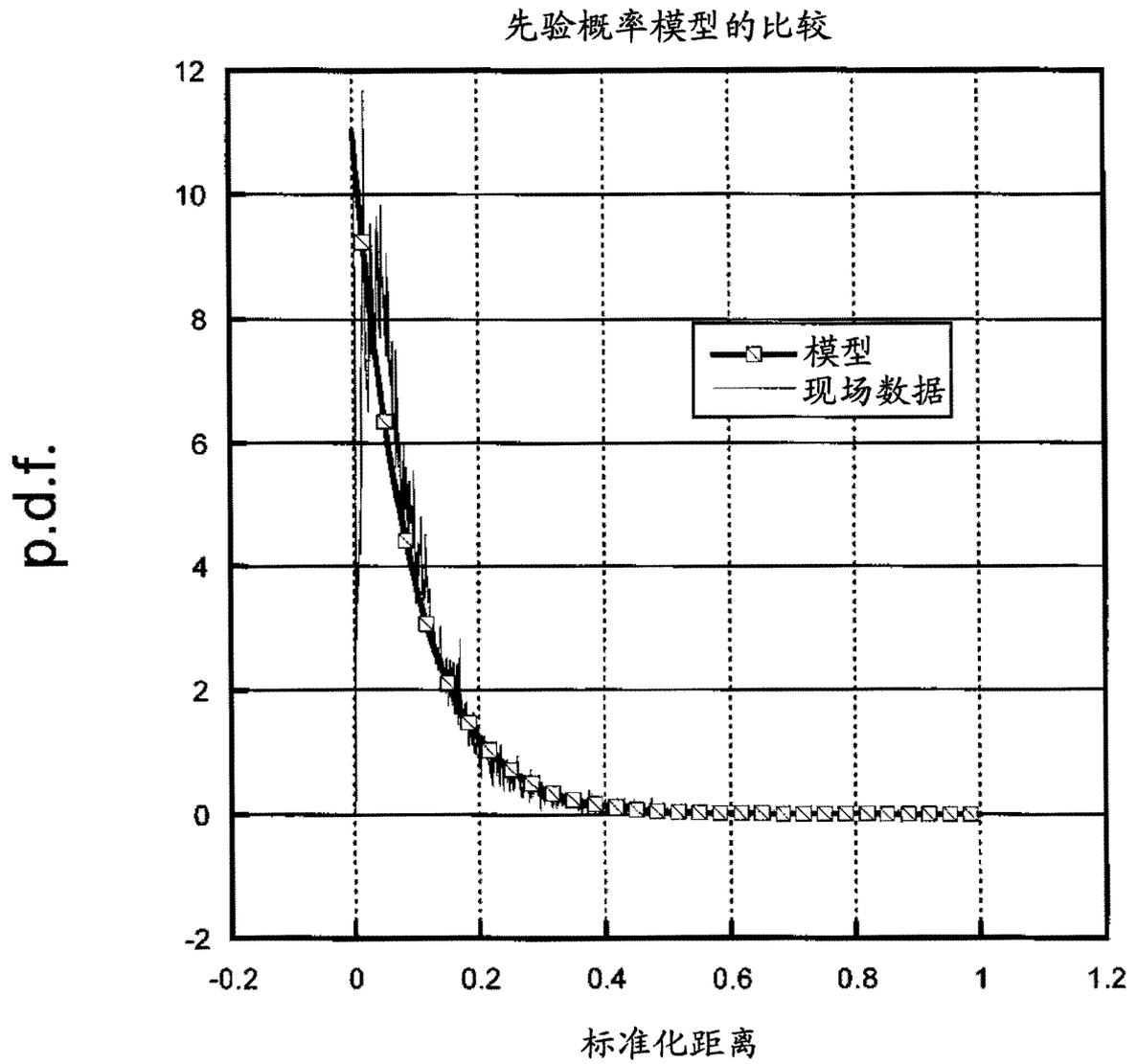


图 7

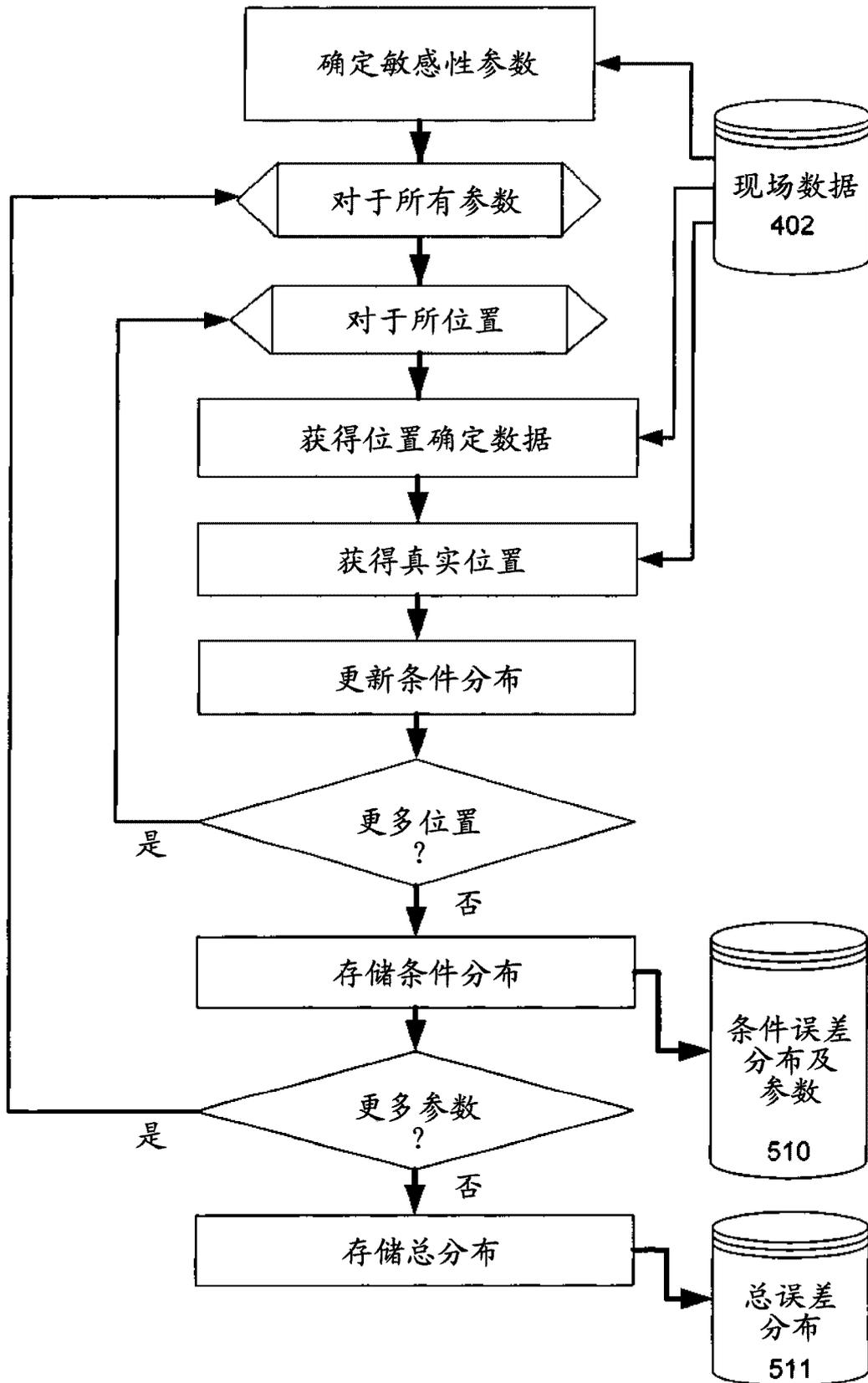


图 8

现场数据与高斯/WLS模型的比较

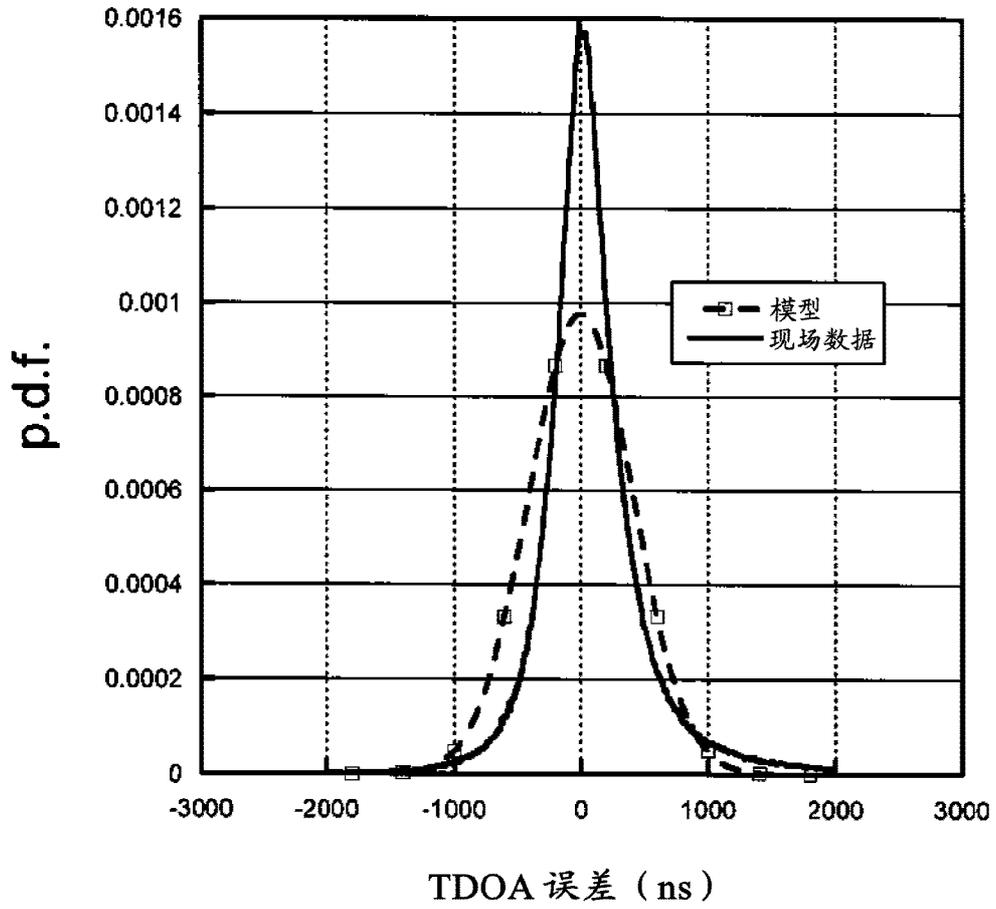


图 9

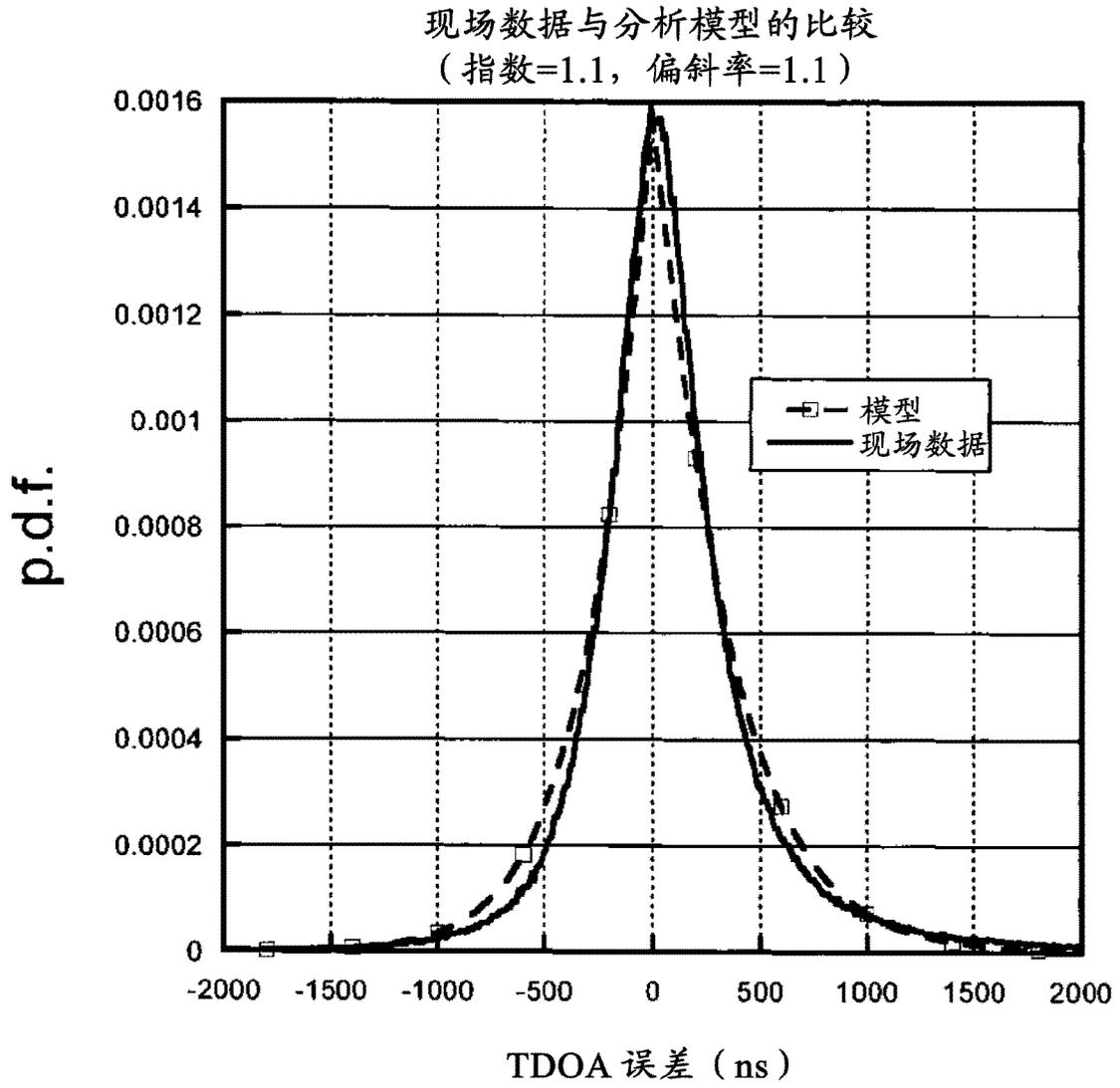


图 10

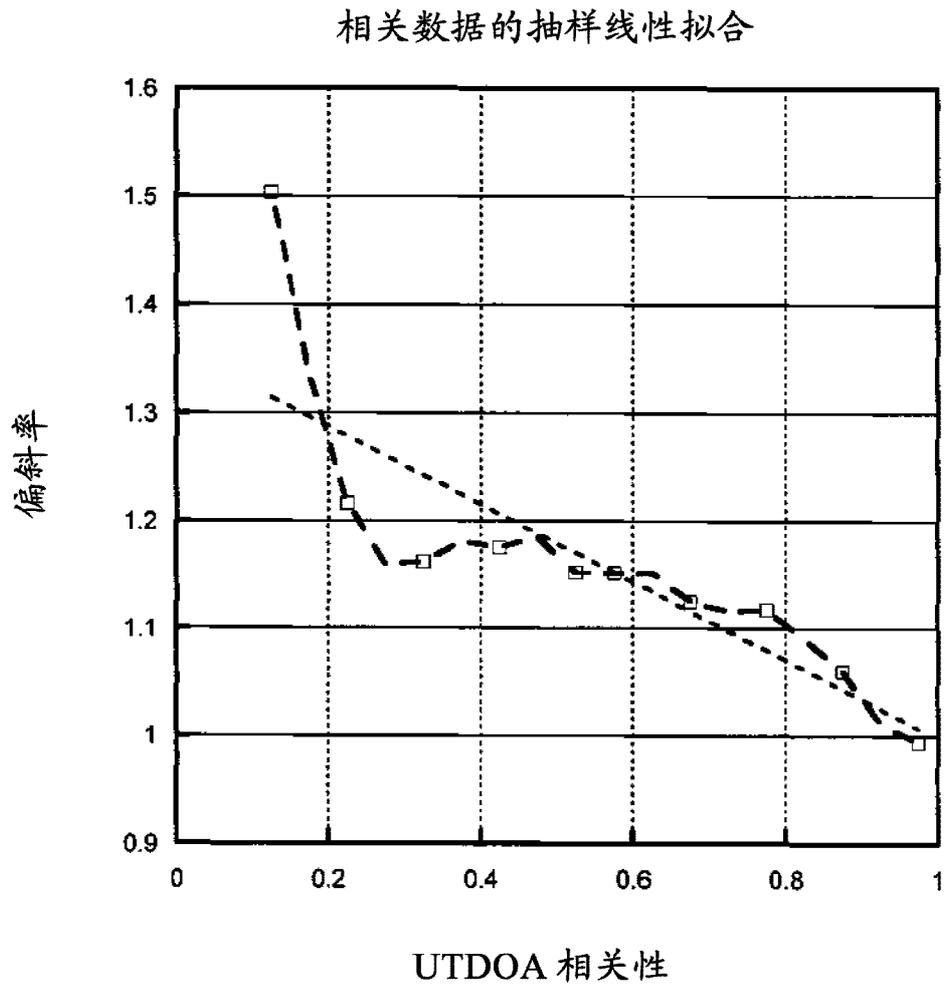


图 11

使用现场测量的条件误差模型
(相关性=0.97, 指数=1.4, 偏斜率=1.0)

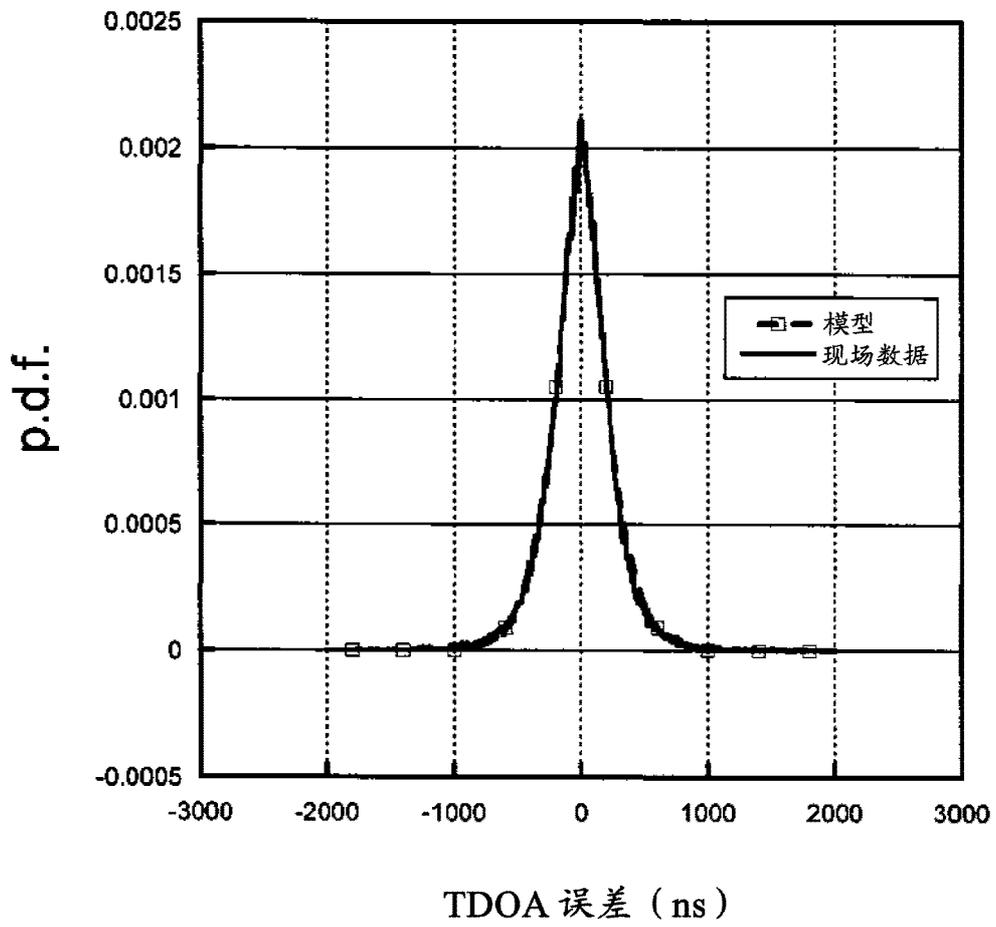


图 12

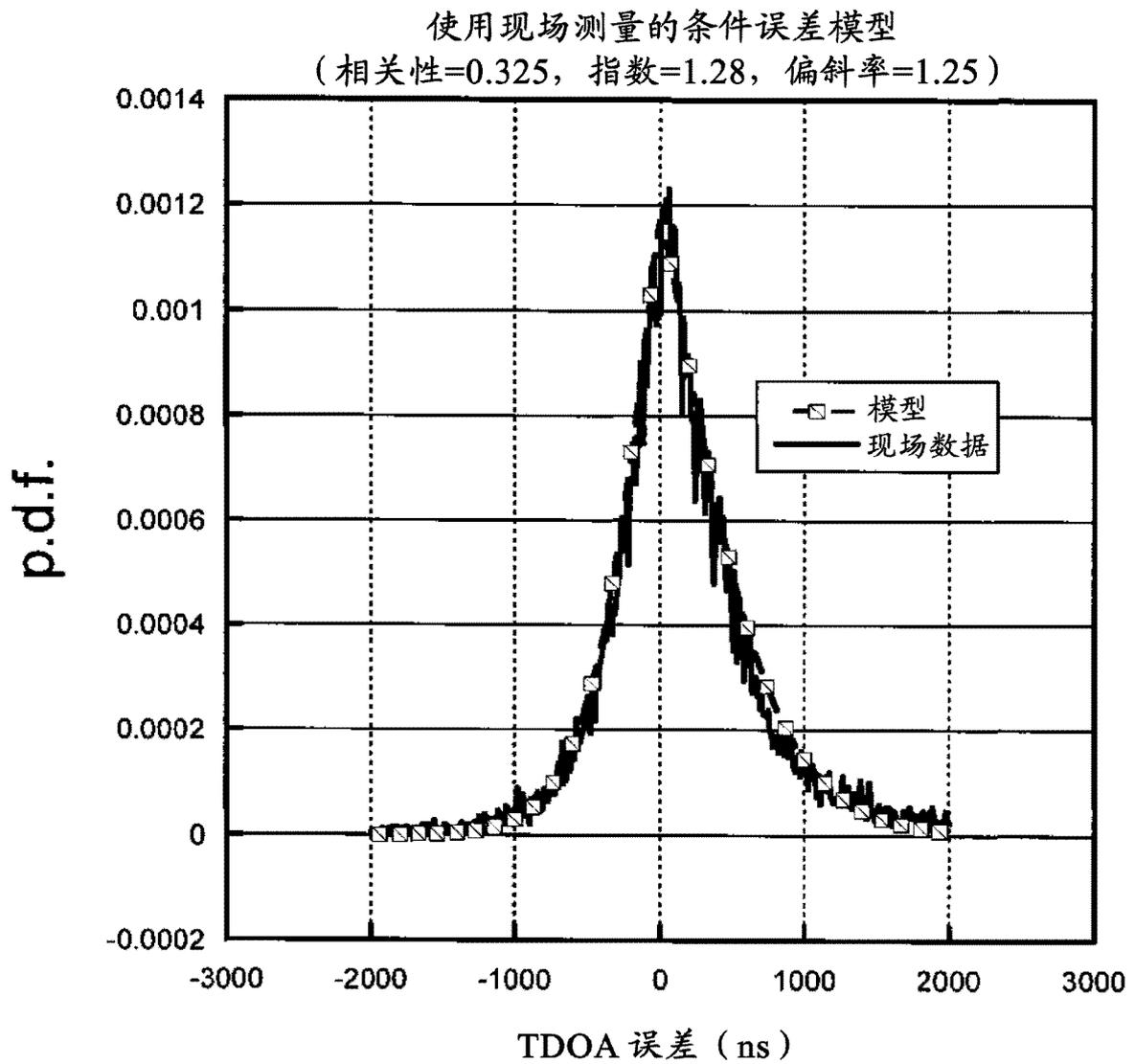


图 13

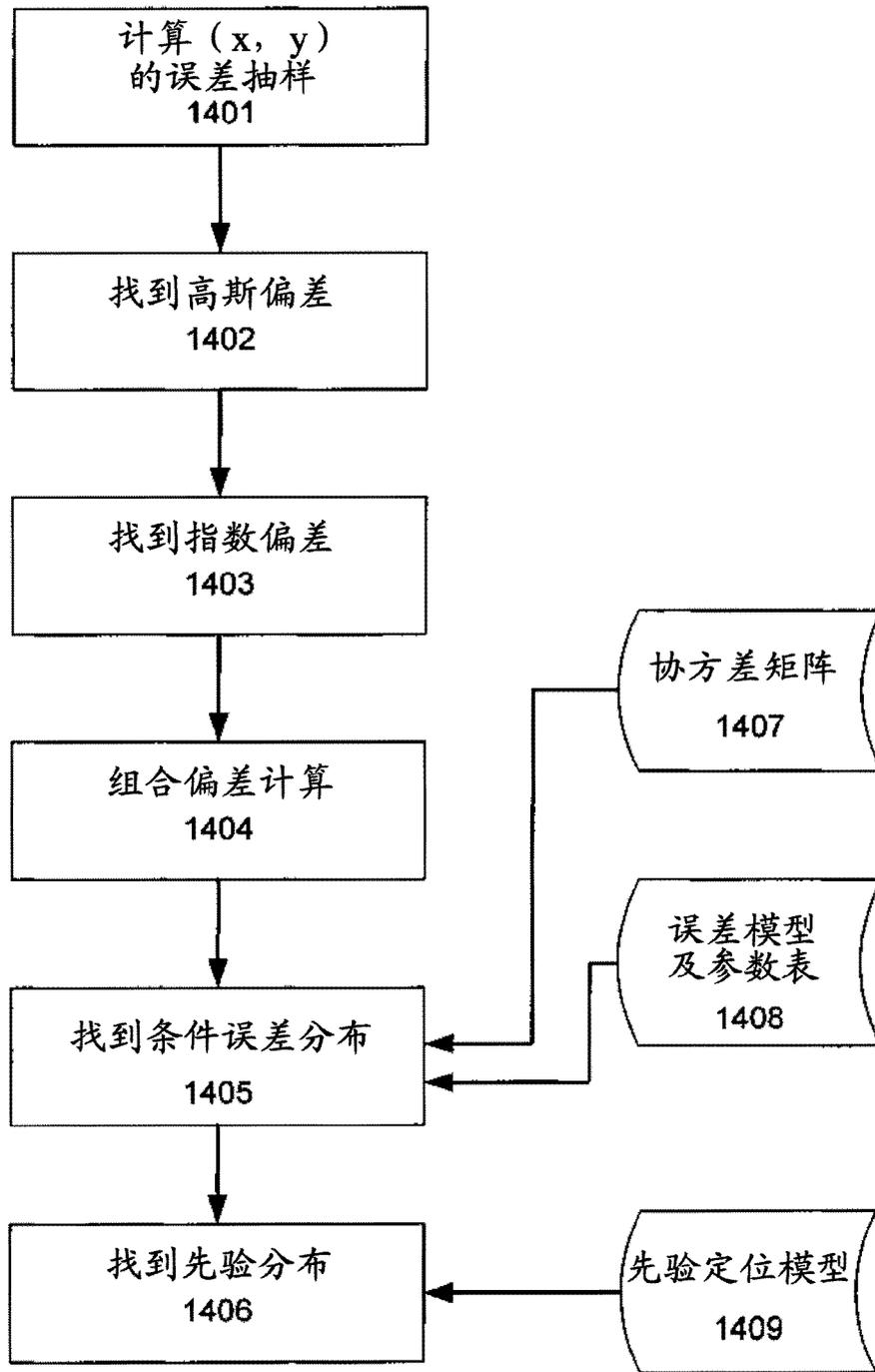


图 14

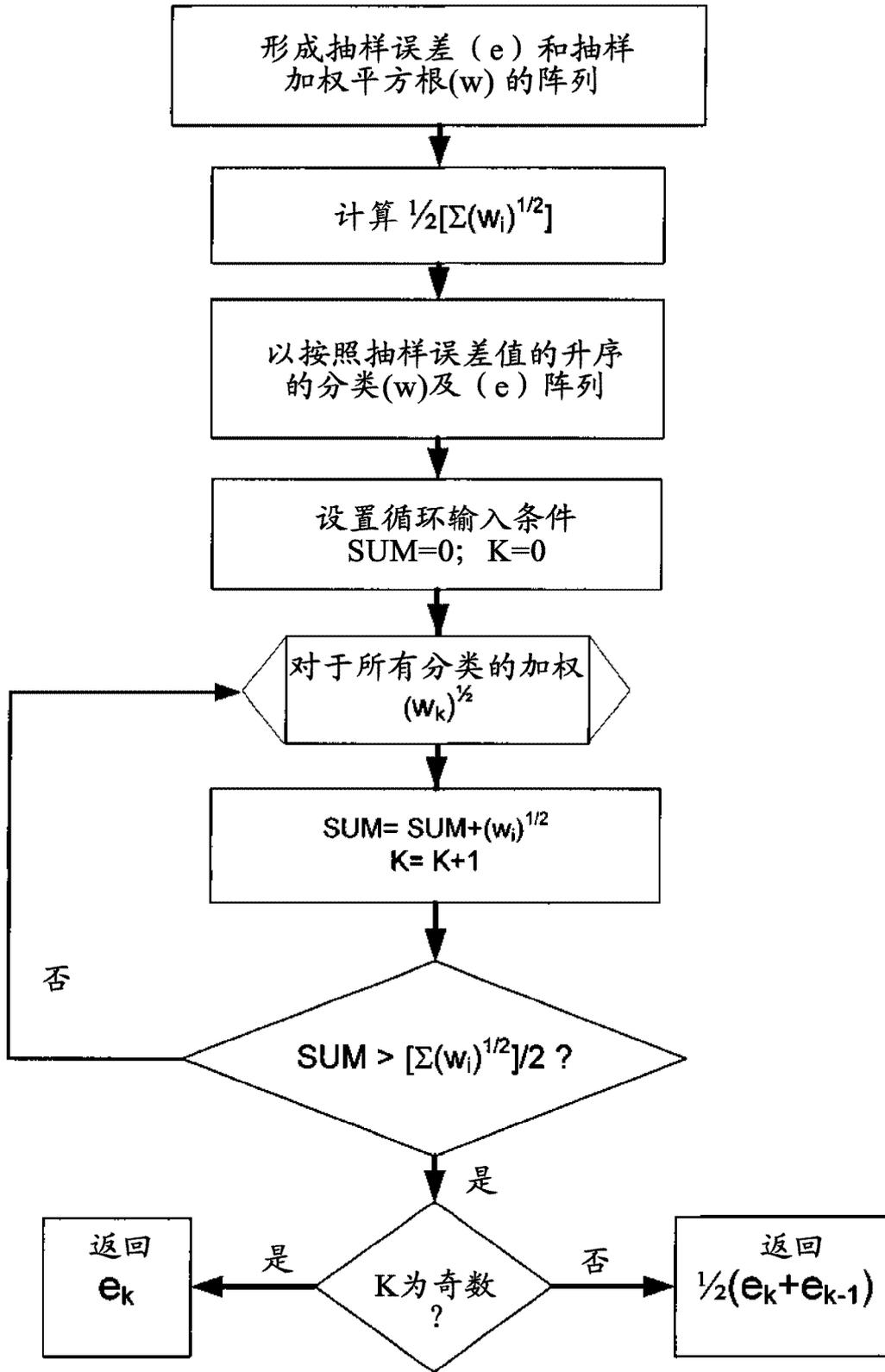


图 15

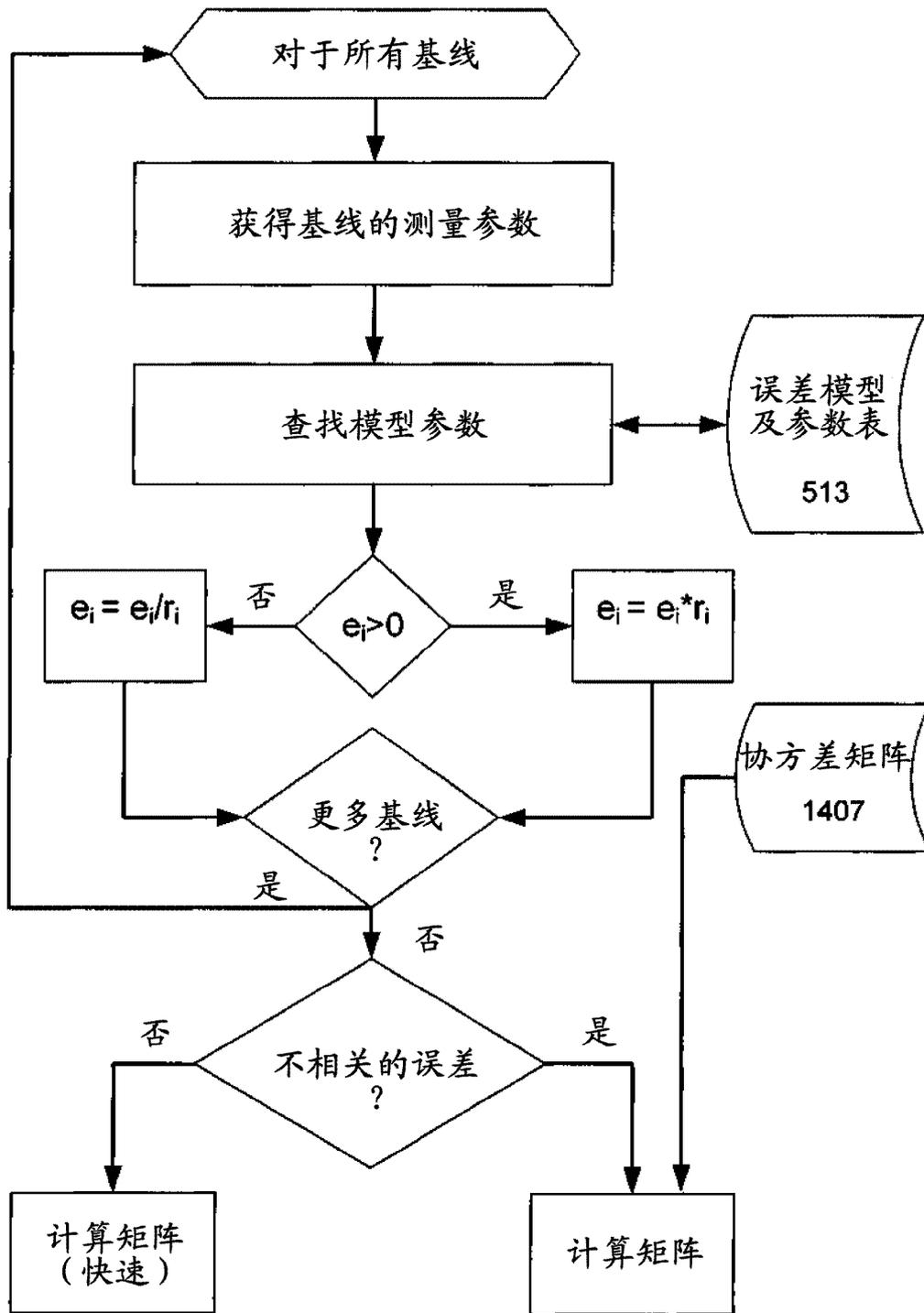


图 16