



# 面向复杂条件的北斗/GNSS 数据粗差处理方法

## 摘要

所有观测值中不可避免含有粗差,在具有高遮挡和强反射特性的峡谷环境以及多频多系统的复杂条件下,粗差问题尤为突出.因此研究面向复杂条件时的北斗/GNSS 数据粗差的探测识别,以确保定位结果准确可靠.基于均值漂移和方差膨胀的粗差探测提出不同阈值的方案,利用实测数据进行粗差探测实验,分析面向复杂条件时的各方案粗差处理的效果.实验结果表明,基于均值漂移的小阈值( $U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0,1)$ )方案比无粗差处理方案的定位误差 RMSE 在 E、N、U 方向上分别改善了 0.059 m、0.017 m 和 0.062 m.基于方差膨胀的大迭代阈值( $\omega$ )结合小阈值( $k_0, k_1$ )方案比无粗差处理方案的定位误差 RMSE 在 E、N、U 方向上分别改善了 0.098 m、0.055 m 和 0.209 m.结果表明,在复杂条件下基于均值漂移的小阈值( $U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0,1)$ )方案和基于方差膨胀的大迭代阈值( $\omega$ )结合小阈值( $k_0, k_1$ )方案能够更好地探测和识别粗差.

## 关键词

粗差处理;复杂条件;稳健估计;数据探测

中图分类号 P228

文献标志码 A

收稿日期 2022-08-22

资助项目 国家自然科学基金(42004014);江苏省自然科学基金青年基金(BK20200530);中国博士后科学基金(2020M671324);江苏省博士后科研资助计划(2020Z412)

## 作者简介

李雪珍,女,硕士生,研究方向为 GNSS 高精度高可靠性定位.lixuezh3@163.com

章浙涛(通信作者),男,博士,副教授,研究方向为卫星精密定位与多源融合导航.zzhang@hhu.edu.cn

1 河海大学 地球科学与工程学院,南京,211100

2 上海海积信息科技股份有限公司,上海,201700

## 0 引言

全球导航卫星系统(GNSS)包括全球的、区域的卫星导航系统以及增强系统,如美国的全球定位系统(GPS)、中国的北斗卫星导航系统(BDS)、俄罗斯的全球卫星导航系统(GLONASS)、欧洲的伽利略卫星定位系统(Galileo)、日本的准天顶系统(QZSS)等.GNSS 在全球或区域范围内提供定位、导航和授时(PNT)服务,被广泛应用于自然灾害监测、变形监测、航空运输、防震减灾、车辆驾驶等领域.BDS 是中国自主研发、独立运行的卫星导航系统,其发展分为 3 个阶段:北斗卫星导航试验系统(BDS-1)、区域北斗系统(BDS-2)和全球北斗系统(BDS-3)<sup>[1-2]</sup>.如今 BDS-3 已经建成,由 3 颗地球静止轨道(GEO)卫星、3 颗倾斜地球同步轨道(IGSO)卫星和 24 颗中圆地球轨道(MEO)卫星组成,于 2020 年向全球用户提供导航定位服务<sup>[3]</sup>.BDS-3 在继承 BDS-2 原有 B1I 和 B3I 信号的同时,新增了 B1C、B2a 和 B2b 频点<sup>[4]</sup>.目前 BDS 能接收更多的可见卫星信号,得到更优的有效观测数据,实现良好的卫星几何构型,进而提升定位精度.BDS 全球服务水平和高程定位精度达到 10 m,在亚太地区可达到 5 m,系统服务可用性优于 95%<sup>[5]</sup>.

GNSS 实际应用环境是复杂且恶劣的.在城市峡谷环境中,高大建筑物的表面及街道上的树木和车辆等物体使卫星信号产生一定的反射和折射现象<sup>[6]</sup>.卫星信号的衰减、中断导致可见卫星数量的减少和卫星几何分布不理想,出现较多较为严重的粗差.少量的粗差,能对参数估计的结果造成干扰,进而严重影响 GNSS 定位的精度和可靠性.目前用户对于定位的实时性、精度、可靠性的需求急速增加.在多频多系统和城市峡谷环境等复杂条件下,如何有效抵御粗差的影响是 GNSS 数据处理中的棘手问题,更是数据质量控制的关键点.为剔除粗差,提高定位精度,北斗/GNSS 数据的粗差处理主要可概括为两大类方法:基于均值漂移的粗差处理方法<sup>[7-8]</sup>和基于方差膨胀的粗差处理方法<sup>[9]</sup>.

本文以最常用的数据探测及稳健估计为例阐述两类粗差处理方法的流程,并研究给出了适用于复杂条件的阈值方案,最后利用实测数据的 GPS+BDS 组合定位进行验证.

## 1 基于均值漂移的粗差处理

GNSS 函数模型中的粗差通常会导致最小二乘估计存在偏差.基

于均值漂移的粗差处理即粗差纳入函数模型,认为含有粗差的观测值,其期望发生平移<sup>[10]</sup>.最早提出且目前使用最为广泛的基于均值漂移的粗差处理方法是数据探测(data snooping)<sup>[7]</sup>.

具体而言,数据探测依赖于在原假设模型和一组备选假设模型之间进行假设检验,要求检验统计量必须遵循正态分布、 $\tau$ 分布、 $\chi^2$ 分布和F分布<sup>[11-12]</sup>.此外,由于观测模型的几何形状<sup>[11]</sup>、假设之间的可分离性<sup>[13]</sup>、选择的统计量<sup>[14]</sup>、预先确定的临界值<sup>[15]</sup>等原因,不可避免地会产生漏检、误报和错误识别,因此并不能完全消除偏差并确保最终参数估计的无偏性.数据探测最初只是针对一个粗差研究的.在复杂条件下,一组观测值包含多个粗差时,数据探测只能一个接一个地探测,难以满足实际的应用需求.而多维粗差的同时定位与定值(ELGE法)不仅能确定多个粗差的位置,还能求出各个粗差的数值大小<sup>[16]</sup>.部分最小二乘平差把观测值是否含有粗差分成两组,在不含粗差的一组里实施最小二乘平差,同样能求出多个粗差的位置与数值<sup>[17]</sup>.与上述以残差为对象的方法不同的是拟准检定法,它依据观测值的真误差判断粗差的位置<sup>[18]</sup>.在观测值相互独立且等权时,以上几种方法可以认为是等价的<sup>[19-20]</sup>.

Baarda<sup>[7]</sup>最早提出测量系统的可靠性理论.可靠性分析为粗差探测提供了相应的理论基础.可靠性分析的3项重要指标分别是最小可检测偏差(MDB)、内部可靠性和外部可靠性<sup>[21]</sup>.其中MDB指在一定正确检验概率条件下可被检测到的最小偏差的绝对值.内部可靠性指的是发现粗差的能力,外部可靠性是指不可发现粗差对平差结果的影响程度<sup>[22]</sup>.对于多个备选假设的情况,最小可分离偏差(MSB)和最小可识别偏差(MIB)被研究和定义,它们可衡量与另一个备选假设成功分离或在多个备选假设中以一定的概率正确识别的最小偏差的大小<sup>[13,23]</sup>.将MDB代入参数解得到外部可靠性,以衡量未检测到的粗差对估计结果的影响显著性.其他相关的可靠性测量也被研究,如可靠性数据指标<sup>[24]</sup>和可控性(区域三角)<sup>[25]</sup>.目前,基于均值漂移的粗差处理方法已被广泛应用于各种领域,如大地测量网的质量控制和完好性监测等.

## 2 基于方差膨胀的粗差处理

另一类基于方差膨胀的粗差处理方法认为含有

粗差的观测值的方差发生变化,但期望不变<sup>[5]</sup>.基于方差膨胀的粗差处理方法的研究主要集中在稳健估计(抗差估计)<sup>[22,26]</sup>.稳健估计将粗差纳入随机模型,通过逐次迭代平差结果,不断改变观测值的权,最终使含有粗差的观测值权为零.稳健估计主要依赖等价权函数来检测和排除GNSS观测数据中的粗差<sup>[27]</sup>.稳健估计主要包括M估计(广义极大似然估计)<sup>[28]</sup>、R估计(秩检验估计)<sup>[29]</sup>、L1范数估计<sup>[30]</sup>、最小截平方和估计<sup>[31]</sup>、符号约束的稳健估计<sup>[23]</sup>.M估计的抗差性和有效性主要取决于所采用的参数的可靠性、等价权函数及其临界值的合理性<sup>[32]</sup>,因此不同权函数消除或减弱粗差影响的能力不尽相同.已有许多不同的权函数能高效和准确处理独立观测值和相关观测值,如双重法<sup>[33]</sup>、Huber法<sup>[27]</sup>、Hampel法<sup>[34]</sup>、Danish法<sup>[35]</sup>、IGGI法<sup>[36]</sup>和IGGIII法<sup>[9,37]</sup>.其中IGGI作为国内早期经典的质量控制算法,它依据残差的假设检验结果调整权阵来减弱含粗差的观测值对定位的影响.在IGGI的基础上,利用等价权原理,进一步发展到相关观测值的IGGIII方法.同样基于等价权,Yang等<sup>[38]</sup>利用方差分量的稳健估计来减弱粗差的影响.早期,在随机模型中的观测值的方差被认为是相等的<sup>[39]</sup>.后来采用异方差假设来代替GNSS观测的不切实际的同方差.通常采用卫星高度角和载噪比作为观测值异方差假设的两个主要指标.其中高度角和观测值精度之间的关系可以用余弦函数或指数函数来充分描述<sup>[40]</sup>.由于载噪比与GNSS观测值记录在同一个跟踪环路中,因此载噪比与GNSS观测值精度高度一致<sup>[41]</sup>.

此外,双因子方差膨胀模型和双因子等价权模型同样有效地控制粗差对参数估值的影响<sup>[42]</sup>.可从污染误差模型入手,研究最小均方差准则的参数稳健估计<sup>[43]</sup>.杨元喜<sup>[44]</sup>根据多种抗差滤波及其性质构建抗差自适应滤波理论体系.同样地,基于方差膨胀的粗差处理方法经常被用于大地测量数据处理,例如变形分析<sup>[29]</sup>、基准变换<sup>[45]</sup>、GNSS完好性监测<sup>[46]</sup>、卡尔曼滤波<sup>[47]</sup>.但是它们在模型结构不强、粗差较多的情况下,并不能完全消除粗差的影响.因此在多系统多频和城市峡谷环境等复杂条件下,对粗差处理方法的研究显得尤为重要.

## 3 两种粗差处理方法

### 3.1 数据探测

在复杂条件下,GNSS观测值通常不可避免地包

含粗差.采用数据探测的方法对粗差进行后验处理,具体分为以下3个步骤<sup>[7-8]</sup>:

### 1) 探测

采用整体检验,构造  $T_q$  统计量:

$$T_q = \hat{\boldsymbol{e}}^T \boldsymbol{Q}_n^{-1} \hat{\boldsymbol{e}}, \quad (1)$$

式中,  $\hat{\boldsymbol{e}} = \boldsymbol{l} - \boldsymbol{A}\hat{\boldsymbol{x}}$ ,  $q$  为多余观测数,  $\boldsymbol{Q}_n^{-1}$  为观测值的方差阵.针对统计量  $T_q$  利用卡方检验方式进行假设检验,给定显著性水平  $\alpha_1$ ,如果  $T_q > \chi_{\alpha_1}^2(q, 0)$ ,则表明观测值含有粗差,备选假设成立,进入识别步骤;反之,则表明观测值中无粗差,原假设成立,停止数据探测.

### 2) 识别

采用标准化残差构造  $w_i$  检验统计量:

$$|w_i| = \left| \frac{\boldsymbol{c}_i^T \boldsymbol{Q}_n^{-1} \hat{\boldsymbol{e}}}{\sqrt{\boldsymbol{c}_i^T \boldsymbol{Q}_n^{-1} \boldsymbol{Q}_{\hat{\boldsymbol{e}}\hat{\boldsymbol{e}}} \boldsymbol{Q}_n^{-1} \boldsymbol{c}_i}} \right|, \quad (2)$$

式中,  $\boldsymbol{c}_i = [0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0]^T$  为  $m \times 1$  维观测向量,  $m$  为总观测数,  $\boldsymbol{Q}_{\hat{\boldsymbol{e}}\hat{\boldsymbol{e}}}$  表示残差的协因数阵,满足  $\boldsymbol{Q}_{\hat{\boldsymbol{e}}\hat{\boldsymbol{e}}} = \boldsymbol{Q}_n - \boldsymbol{A}(\boldsymbol{A}^T \boldsymbol{Q}_n^{-1} \boldsymbol{A})^{-1} \boldsymbol{A}^T$ .该检验量服从标准正态分布,即  $w_i \sim N(0, 1)$ ,若  $|w_i| > U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0, 1)$ ,  $U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0, 1)$  为具有显著性水平的标准正态分布的阈值(后续实验所讨论的阈值).表明粗差最有可能发生在第  $i$  个观测值,剔除该观测值后,再次平差,然后利用第一步统计量进行整体检验判断是否存在粗差.若存在粗差,继续识别,循环往复,直至全局性检验通过为止.

### 3) 调节

最后利用剩余的观测值重新进行最小二乘估计得到可靠的结果,并将其输出.

然而,对于实际应用,正常观测值的残差容易受到复杂条件下各种粗差的影响,进而导致正常观测值被剔除.识别步骤的阈值 ( $U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0, 1)$ ) 对剔除观测值个数起到限制作用,因此面向复杂条件时,应讨论数据探测不同阈值的选择去尽量避免错误地剔除观测值.

## 3.2 稳健估计

选权迭代法作为 M 估计的重要方法,同时是稳健估计中最为常用且计算简便的方法,其基本步骤如下:

### 1) 建立数学模型

$$\boldsymbol{V} = \boldsymbol{A}\hat{\boldsymbol{x}} - \boldsymbol{l} \quad \boldsymbol{P}. \quad (3)$$

### 2) 按最小二乘法求解参数估值及其残差

$$\hat{\boldsymbol{X}}^{[1]} = (\boldsymbol{A}^T \boldsymbol{P} \boldsymbol{A})^{-1} \boldsymbol{A}^T \boldsymbol{P} \boldsymbol{l}, \quad (4)$$

$$\boldsymbol{V}^{[1]} = \boldsymbol{A}\hat{\boldsymbol{X}}^{[1]} - \boldsymbol{l}. \quad (5)$$

3) 求解观测值的等价权矩阵,应用抗差最小二乘迭代计算,即

$$\hat{\boldsymbol{X}} = (\boldsymbol{A}^T \boldsymbol{P} \boldsymbol{A})^{-1} \boldsymbol{A}^T \boldsymbol{P} \boldsymbol{l}. \quad (6)$$

选定某一值  $\omega$  作为迭代阈值(后续实验所讨论的阈值),当第  $k$  次与第  $k-1$  次迭代所得的估值之差的绝对值小于等于该值,则停止迭代.

$$|\hat{\boldsymbol{X}}^{[k]} - \hat{\boldsymbol{X}}^{[k-1]}| \leq \omega. \quad (7)$$

### 4) 最后求解

$$\hat{\boldsymbol{X}}^{[k]} = (\boldsymbol{A}^T \boldsymbol{P}^{[k-1]} \boldsymbol{A})^{-1} \boldsymbol{A}^T \boldsymbol{P}^{[k-1]} \boldsymbol{l}, \quad (8)$$

$$\boldsymbol{V}^{[k]} = \boldsymbol{A}\hat{\boldsymbol{X}}^{[k]} - \boldsymbol{l}. \quad (9)$$

选权迭代法的关键在于选择权函数,最经典的是 IGG III 方法.IGG III 方法的权函数  $p_i$  确定如下:

$$p_i = \begin{cases} 1, & |\tilde{v}_i| \leq k_0, \\ k_0 \left( \frac{k_1 - |\tilde{v}_i|}{k_1 - k_0} \right)^2, & k_0 < |\tilde{v}_i| \leq k_1, \\ 0, & |\tilde{v}_i| > k_1, \end{cases} \quad (10)$$

式中,  $k_0, k_1$  是两个常数阈值(后续实验所讨论的阈值),  $\tilde{v}_i$  是标准化残差,如下所示:

$$\tilde{v}_i = \frac{v_i}{\hat{\sigma}_0 \sqrt{q_{v_i}}}, \quad (11)$$

式中,  $q_{v_i}$  是协因数阵  $\boldsymbol{Q}_{vv}$  的第  $i$  个对角元素,  $\hat{\sigma}_0$  是后验方差因子,如下所示:

$$\hat{\sigma}_0 = \sqrt{\frac{\boldsymbol{v}^T \boldsymbol{P} \boldsymbol{v}}{q}}, \quad (12)$$

式中,  $q$  为多余观测数.

本文中讨论了面向复杂条件时  $\omega, k_0, k_1$  的选取,由于过多地剔除观测值,会导致定位精度降低,因此可以通过迭代阈值( $\omega$ )来控制迭代次数,使稳健估计既具抗差性,又高效.

## 4 实际数据分析

为验证本文提出的粗差处理方案的有效性并评价定位精度,本文选取 2021 年年积日第 288 天 24 小时的 5 组西南地区滑坡监测数据进行实验.5 组数据分别命名为 Test1、Test2、Test3、Test4 和 Test5,其基线长度分别约 92 m、143 m、53 m、133 m 和 75 m.实验主要利用 GPS 的 L1+L2 观测值和 BDS 的 B1+B2 观测值进行处理,电离层延迟和对流层延迟分别利用 Klobuchar 模型和 Saastamoinen 模型进行改正,模糊度固定采用最小二乘模糊度降相关平差(LAMBDA)方法.具体的解算策略如表 1 所示.

表1 解算策略

Table 1 Processing strategies

参数	处理策略
使用的信号	GPS L1+L2、BDS B1+B2
数据处理	载波相位差分技术
解算方式	实时单历元解
模糊度固定策略	LAMBDA
模糊度固定阈值	2.0
采样间隔/s	5
电离层延迟	Klobuchar 模型
对流层延迟	Saastamoinen 模型
截止高度角/(°)	15

为验证两类粗差处理方法的有效性,找到在复杂条件下最优的粗差处理方案,本文依据上述两类方法设计 10 种方案(表 2)来对观测数据处理.这些方案的区别在于两类方法与阈值设置,其中 B、C 和 D 为不同阈值( $U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0,1)$ )的 3 种数据探测方案,E、F、G、E1、F1 和 G1 为两类不同阈值( $\omega, k_0, k_1$ )搭配的 6 种稳健估计方案.为保证结果的代表性,稳健估计中控制迭代次数的阈值( $\omega$ )分别为 0.01 m 与 9 m.各个方案具体的粗差处理措施如表 2 所示.为更好地评价各粗差处理方案的效果,本文将通过模糊度固定率、定位误差和可用性分析各方案的定位性能.本文中,模糊度固定率定义为整周模糊度成功固定的历元数与历元总数的比值.定位可用性定义为在水平分量上定位误差小于某一阈值的百分比.RMSE 定义为定位结果与参考值的差值的均方根误差.

表2 粗差处理方案

Table 2 Outlier processing scheme

方案	粗差处理手段	控制迭代次数的阈值	阈值
A	无粗差处理		
B	数据探测		$U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0,1) = 1.960$
C	数据探测		$U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0,1) = 2.576$
D	数据探测		$U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0,1) = 3.291$
E	稳健估计	小( $\omega=0.01$ m)	$k_0 = 1.0, k_1 = 2.5$
F	稳健估计	小( $\omega=0.01$ m)	$k_0 = 1.5, k_1 = 3.5$
G	稳健估计	小( $\omega=0.01$ m)	$k_0 = 2.5, k_1 = 6.0$
E1	稳健估计	大( $\omega=9$ m)	$k_0 = 1.0, k_1 = 2.5$
F1	稳健估计	大( $\omega=9$ m)	$k_0 = 1.5, k_1 = 3.5$
G1	稳健估计	大( $\omega=9$ m)	$k_0 = 2.5, k_1 = 6.0$

各方案应用于 5 组观测数据的模糊度固定率如表 3 所示.由表 3 可知,不同的阈值下,数据探测的方案都能成功地识别到含粗差的观测值,并剔除之,而

采用小阈值( $U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0,1)$ )的 B 方案模糊度固定率更高,其中 Test1 的 B 方案的模糊度固定率从 60.8% 提升到 63.2%.稳健估计方案在大迭代阈值( $\omega$ )时获得更多的固定解,表现出良好的性能.此外,稳健估计中 E、F 方案的模糊度固定率低于 A 方案,表明在稳健估计中阈值选择的重要性.同时可以看到 E1 方案的模糊度固定率是稳健估计中最高的,Test1 的模糊度固定率达到 66.5%,说明稳健估计在大的迭代阈值( $\omega$ )结合小阈值( $k_0, k_1$ )时能更好地进行模糊度解算.总之,数据探测和稳健估计同样能有效地提升模糊度固定率.

表3 观测数据的模糊度固定

Table 3 Ambiguity fixed rates of observation data %

方案	Test1	Test2	Test3	Test4	Test5
A	60.8	32.3	41.4	82.8	72.0
B	63.2	36.7	44.8	83.9	76.6
C	62.7	35.7	44.7	83.8	76.3
D	62.1	34.7	44.1	83.4	76.0
E	54.5	24.1	38.6	71.6	69.7
F	58.2	27.7	40.2	78.6	72.3
G	61.3	32.3	42.8	83.2	75.1
E1	66.5	39.8	46.3	85.2	77.7
F1	64.8	37.4	45.4	84.6	77.0
G1	63.3	35.0	44.6	84.1	76.3

限于篇幅,本文仅给出 Test1 的详细数据处理结果分析.在卫星定位中,可视卫星数越多,卫星几何构型越稳定.图 1 为 Test1 观测数据的 GPS+BDS 的可视卫星数和定位精度因子(PDOP).可以看出,观测数据的可视卫星数平均值为 21,但卫星数存在明显的波动,接收卫星信号不太稳定,表明观测质量不佳.所有历元的 PDOP 值都大于 1,其 PDOP 均值约 1.6,有些历元的 PDOP 值超过 3,因此整体看卫星的空间几何分布良好,但有时存在较差的空间结构.从整体看,随着卫星数的减少,PDOP 的值随之增加.图 2 为 Test1 观测数据的卫星天空视图.可以发现 GPS 和 BDS 存在部分低高度角卫星,导致卫星信号存在反射、衍射和被阻挡的现象.因此在数据处理过程中设置了截止高度角为 15°,剔除了不符合要求的卫星.

图 3 和图 4 分别给出了 A 方案的双差伪距残差和双差载波残差.由图 3 可知,GPS 和 BDS 的伪距残差绝大多数集中在 10 m 之内,其中 GPS L2 的伪距残差较大,可以看到在某些历元存有伪距粗差.由图



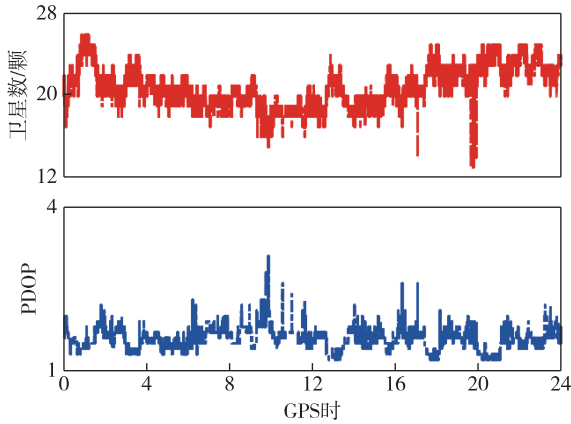


图1 Test1数据的卫星数和PDOP值  
Fig.1 Satellite number and PDOP value of Test1

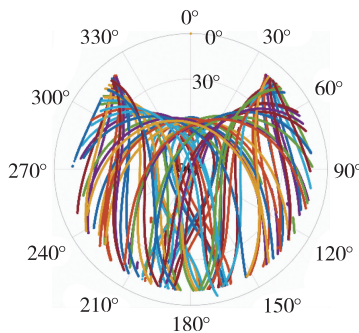


图2 Test 1数据的卫星天空视图  
Fig.2 Skyplot of Test 1

4 可看出,GPS 和 BDS 的载波残差绝大多数集中在 0.1 m 之内.其中载波粗差没有完全剔除,而且较大的载波粗差会影响历元其他观测值,对定位结果产生严重影响.总之,需要加入合适的粗差处理方法来提高定位精度.

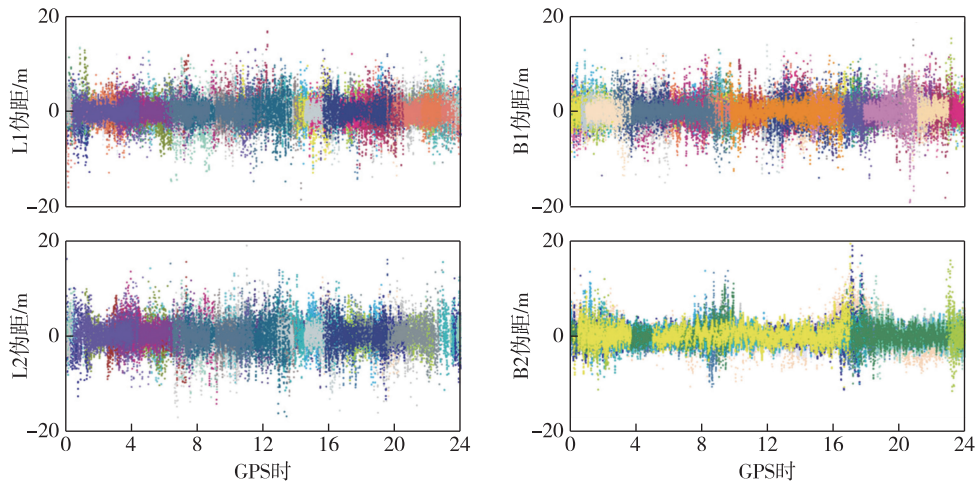


图3 A方案的双差伪距残差  
Fig.3 Double-differenced pseudorange residuals of scheme A

图5、6、7分别描绘了各个方案的定位误差结果.需要说明的是,定位结果中包含了固定解和浮点解的结果,以进一步整体评估其定位性能.由图5可以看出,无任何粗差处理方法的A方案定位结果是不太理想的,尤其是U方向的波动较为明显.对比图5,图6的3个数据探测方案都能探测到观测值的粗差,并进行粗差剔除,其中B方案在U方向上绝大多数历元的定位误差都比其他两个方案小.图7中大迭代阈值( $\omega$ )的稳健估计方案比小迭代阈值( $\omega$ )的稳健估计方案在相同的阈值( $k_0, k_1$ )下有更为明显的收敛.其中在小阈值( $k_0, k_1$ )时,E1方案在U方向上明显比E方案的误差小.同样E1方案对比其他稳健估计方案有更为明显的粗差处理效果,在卫星定位中表现了更好的定位性能.因此小阈值( $k_0, k_1$ )结合大迭代阈值( $\omega$ )的稳健估计方案更适用于复杂条件的粗差处理.

为分析各个方案的定位精度及粗差处理的效果,统计各个方案的定位RMSE,如表4和5所示.首先可以看到数据探测的3种方案都能识别并剔除部分误差,其中小阈值( $U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0, 1)$ )的数据探测B方案对比其他两种方案能识别到更多的粗差,因此其定位结果更优,比A方案在3个方向上分别改善了0.059 m、0.017 m和0.062 m.稳健估计的6种方案中,小阈值( $k_0, k_1$ )结合小迭代阈值( $\omega$ )的稳健估计E和F方案其定位结果在3个方向的RMSE都大于A方案,直接说明小阈值( $k_0, k_1$ )结合小迭代阈值( $\omega$ )的稳健估计方案不适用于多粗差的处理,主要原因是多降、错降观测值权重.而其他方案比A方案有提升,其中E1比A在3个方向分别改善了0.098

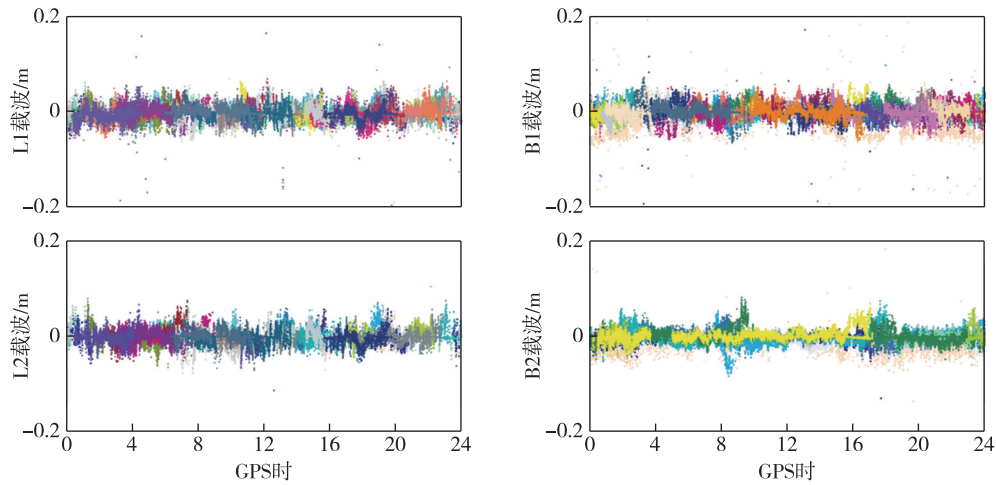


图4 A方案的双差载波残差

Fig.4 Double-differenced carrier residuals of scheme A

m、0.055 m 和 0.209 m.因此数据探测和稳健估计对复杂条件下的数据粗差处理同样有效.

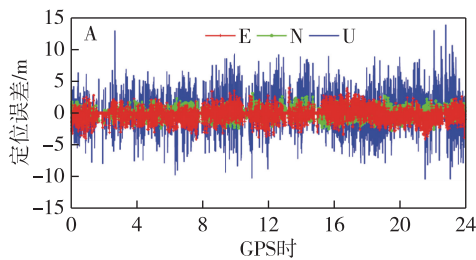


图5 A方案的定位误差

Fig.5 Positioning error of scheme A

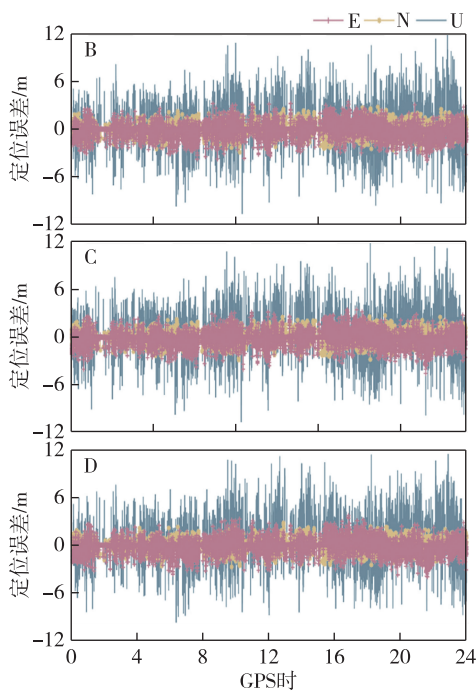


图6 数据探测方案的定位误差

Fig.6 Positioning error of data snooping

表4 数据探测方案的定位 RMSE 统计

Table 4 RMSE of data snooping			
方案	E	N	U
A	0.719	0.487	1.922
B	0.660	0.470	1.860
C	0.663	0.467	1.891
D	0.661	0.460	1.905

表5 稳健估计方案的定位 RMSE 统计

Table 5 RMSE of robust estimation			
方案	E	N	U
A	0.719	0.487	1.922
E	0.796	0.581	2.228
F	0.757	0.538	2.222
G	0.698	0.491	2.185
E1	0.621	0.432	1.713
F1	0.632	0.443	1.804
G1	0.636	0.441	1.871

为验证各方案粗差处理的有效性,表6和表7分别列出数据探测与稳健估计的定位可用性,可以看到数据探测方案的可用性在任何的水平分量都优于A方案.同样稳健估计的E、F方案的定位可用性略差于A方案,但其他方案的定位可用性比A方案有所提升,其中E1方案在水平分量为2.0m时,定位可用性达到96.50%.上述结果同样证明大迭代阈值( $\omega$ )配合小阈值( $k_0, k_1$ )的稳健估计方案可以更好地识别粗差,对观测值权重的调整更为合理.

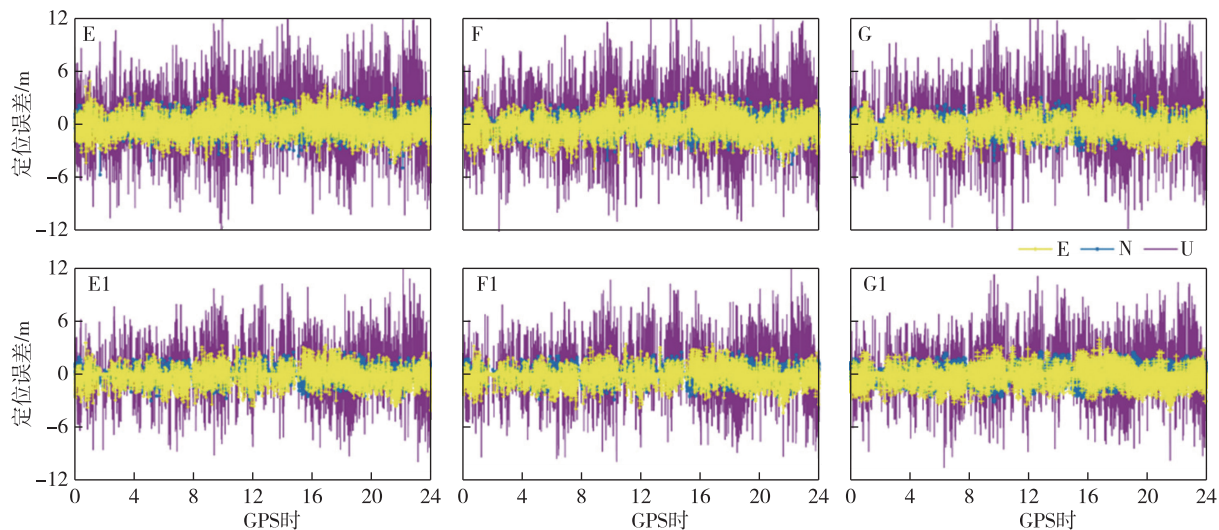


图7 稳健估计方案的定位误差

Fig. 7 Positioning error of robust estimation

表6 数据探测方案的定位可用性

Table 6 Positioning availability of data snooping schemes

方案	<0.1 m	<0.5 m	<1.0 m	<1.5 m	<2.0 m
A	60.96	65.95	77.49	88.18	94.88
B	63.48	68.60	79.65	89.76	95.68
C	62.93	68.15	79.61	89.72	95.84
D	62.42	67.74	79.82	90.03	95.89

表7 稳健估计方案的定位可用性

Table 7 Positioning availability of robust estimation schemes

方案	<0.1 m	<0.5 m	<1.0 m	<1.5 m	<2.0 m
A	60.96	65.95	77.49	88.18	94.88
E	54.65	60.51	73.51	85.16	93.14
F	58.39	63.57	75.51	86.87	93.92
G	61.50	66.54	78.59	88.97	95.22
E1	66.77	71.40	82.50	91.40	96.50
F1	65.08	70.11	81.62	91.00	96.41
G1	63.50	68.91	80.92	90.94	96.48

## 5 结语

观测数据中含有异常粗差时,会对定位的精度和模糊度收敛产生严重的影响.本文系统研究了面向复杂条件时粗差处理的方法,针对复杂条件下的北斗/GNSS数据提出多种粗差处理方案,并以五组实验数据分析各方案的模糊度收敛速率,着重以一组数据对比分析各方案的粗差处理效果和定位性能.

实验结果表明,在复杂条件下对数据进行粗差处理,数据探测和稳健估计两类方法同样能有效地识别、剔除粗差.但稳健估计在阈值选取不当时,因为降低大量观测值权重或错误地降低了正常观测值的权重而起反作用.此外,在各类粗差存在的情况下,数据探测建议使用小阈值( $U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0,1)$ )方案;稳健估计在结合大迭代阈值( $\omega$ )的情况下,同样推荐使用小阈值( $k_0, k_1$ )方案.

综上,数据探测和稳健估计的处理粗差效果相当,但由于数据探测的粗差处理相对更精细化,因此在本文实验中数据探测可以表现出更好的适用性.

## 参考文献

### References

- [1] 杨元喜.北斗卫星导航系统的进展、贡献与挑战[J].测绘学报,2010,39(1):1-6  
YANG Yuanxi. Progress, contribution and challenges of compass/BeiDou satellite navigation system [J]. Acta Geodaetica et Cartographica Sinica, 2010, 39(1): 1-6
- [2] 柳景斌,毛井锋,吕海霞,等. BDS/GPS组合定位可靠性分析与粗差探测研究[J/OL]. 武汉大学学报(信息科学版): 1-15 [2022-08-05]. DOI: 10.13203/j.whugis.20210522  
LIU Jingbin, MAO Jingfeng, LÜ Haixia, et al. Reliability analysis and gross error detection of BDS/GPS combined positioning [J]. Geomatics and Information Science of Wuhan University: 1-15 [2022-08-05]. DOI: 10.13203/j.whugis.20210522
- [3] 国家市场监督管理总局, 国家标准化管理委员会. 北斗卫星导航系统公开服务性能规范: GB/T 39473—2020[S]. 北京: 中国标准出版社, 2020
- [4] Shi C, Wu X, Zheng F, et al. Modeling of BDS-2/BDS-3

- single-frequency PPP with B1I and B1C signals and positioning performance analysis [J]. *Measurement*, 2021, 178:109355
- [ 5 ] 黄永帅.北斗/GNSS 连续相对定位的稳健估计算法 [D].武汉:武汉大学,2020  
HUANG Yongshuai. Robust estimation algorithm for BDS/GNSS continuous relative positioning [D]. Wuhan: Wuhan University, 2020
- [ 6 ] 顾韶颀.城市峡谷中卫星定位非视距误差的分析与修正 [D].深圳:中国科学院大学(中国科学院深圳先进技术研究院),2021  
GU Shaoqi. Analysis and mitigation of NLOS errors in GNSS applications in urban canyons [D]. Shenzhen: Shenzhen Institutes of Advanced Technology, Chinese Academy of Sciences, 2021
- [ 7 ] Baarda W. A testing procedure for use in geodetic networks [J]. *Geodesy*, 1968, 2(5):97
- [ 8 ] Teunissen P J G. Distributional theory for the DIA method [J]. *Journal of Geodesy*, 2018, 92(1):59-80
- [ 9 ] Yang Y, Song L, Xu T. Robust estimator for correlated observations based on bifactor equivalent weights [J]. *Journal of Geodesy*, 2002, 76(6):353-358
- [10] 杨玲, 喻杨康. Baarda 数据探测法中的粗差误判分析 [J]. *同济大学学报(自然科学版)*, 2018, 46(10):1440-1447  
YANG Ling, YU Yangkang. Separability analysis for Baarda data snooping method [J]. *Journal of Tongji University(Natural Science)*, 2018, 46(10):1440-1447
- [11] Hekimoglu S, Berber M. Effectiveness of robust methods in heterogeneous linear models [J]. *Journal of Geodesy*, 2003, 76(11):706-713
- [12] Lehmann R. On the formulation of the alternative hypothesis for geodetic outlier detection [J]. *Journal of Geodesy*, 2013, 87(4):373-386
- [13] Yang L, Wang J L, Knight N L, et al. Outlier separability analysis with a multiple alternative hypotheses test [J]. *Journal of Geodesy*, 2013, 87(6):591-604
- [14] Leick A, Emmons M B. Quality control with reliability for large GPS networks [J]. *Journal of Surveying Engineering*, 1994, 120(1):25-41
- [15] Lehmann R. Improved critical values for extreme normalized and studentized residuals in Gauss-Markov models [J]. *Journal of Geodesy*, 2012, 86(12):1137-1146
- [16] 於宗涛, 李明峰. 多维粗差的同时定位与定值 [J]. *武汉测绘科技大学学报*, 1996, 21(4):323-329  
YU Zongchou, LI Mingfeng. Simultaneous location and evaluation of multidimensional gross errors [J]. *Journal of Wuhan Technical University of Surveying and Mapping*, 1996, 21(4):323-329
- [17] 王爱生, 欧吉坤. 部分最小二乘平差方法及在粗差定值与定位中的应用 [J]. *测绘科学*, 2005, 30(2):70-72, 6  
WANG Aisheng, OU Jikun. Method of partly least squares and application in gross error location and estimation [J]. *Science of Surveying and Mapping*, 2005, 30(2):70-72, 6
- [18] 欧吉坤. 粗差的拟准检定法 (QUAD 法) [J]. *测绘学报*, 1999, 28(1):15-20  
OU Jikun. Quasi accurate detection of gross errors (QUAD) [J]. *Acta Geodaetica et Cartographica Sinica*, 1999, 28(1):15-20
- [19] 王海涛, 欧吉坤, 袁运斌, 等. 估计观测值粗差三种方法的等价性讨论 [J]. *武汉大学学报·信息科学版*, 2013, 38(2):162-166  
WANG Haitao, OU Jikun, YUAN Yunbin, et al. On equivalence of three estimators for outliers in linear model [J]. *Geomatics and Information Science of Wuhan University*, 2013, 38(2):162-166
- [20] 鲁铁定. 几种粗差估值方法的比较 [J]. *测绘学报*, 2016, 45(6):656-662  
LU Tieding. Comparison of several methods for outlier estimation [J]. *Acta Geodaetica et Cartographica Sinica*, 2016, 45(6):656-662
- [21] 欧吉坤. 相关观测情况的可靠性研究 [J]. *测绘学报*, 1999, 28(3):189-194  
OU Jikun. On the reliability for the situation of correlated observations [J]. *Acta Geodaetica et Cartographica Sinica*, 1999, 28(3):189-194
- [22] 欧吉坤. 测量数据的质量控制理论探讨 [J]. *测绘工程*, 2001, 10(2):6-10  
OU Jikun. On the theory about quality control over surveying data [J]. *Engineering of Surveying and Mapping*, 2001, 10(2):6-10
- [23] Xu P L. Sign-constrained robust least squares, subjective breakdown point and the effect of weights of observations on robustness [J]. *Journal of Geodesy*, 2005, 79(1):146-159
- [24] Schaffrin B. Reliability measures for correlated observations [J]. *Journal of Surveying Engineering*, 1997, 123(3):126-137
- [25] Förstner W. The reliability of block triangulation [J]. *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing*, 1985, 51(8):1137-1149
- [26] Yuan H J, Zhang Z T, He X F, et al. An extended robust estimation method considering the multipath effects in GNSS real-time kinematic positioning [J]. *IEEE Transactions on Instrumentation and Measurement*, 2022, 71:1-9
- [27] Huber P J. Robust estimation of a location parameter [J]. *Annals of Mathematical Statistics*, 1964, 35:492-518
- [28] Yang L, Shen Y Z. Robust M estimation for 3D correlated vector observations based on modified bifactor weight reduction model [J]. *Journal of Geodesy*, 2020, 94(3):1-17
- [29] Duchnowski R. Hodges-Lehmann estimates in deformation analyses [J]. *Journal of Geodesy*, 2013, 87(10):873-884
- [30] Khodabandeh A, Amiri-Simkooei A R. Recursive algorithm for L1 norm estimation in linear models [J]. *Journal of Surveying Engineering*, 2011, 137(1):1-8
- [31] Koch I É, Veronez M R, da Silva R M, et al. Least trimmed squares estimator with redundancy constraint for outlier detection in GNSS networks [J]. *Expert Systems with Applications*, 2017, 88:230-237
- [32] 杨元喜, 吴富梅. 临界值可变的抗差估计等价权函数 [J]. *测绘科学技术学报*, 2006, 23(5):317-320, 324  
YANG Yuanxi, WU Fumei. Modified equivalent weight function with variable criterion for robust estimation [J].



- Journal of Zhengzhou Institute of Surveying and Mapping, 2006, 23(5):317-320, 324
- [33] Beaton A E, Tukey J W. The fitting of power series, meaning polynomials, illustrated on band-spectroscopic data [J]. *Technometrics*, 1974, 16(2):147-185
- [34] Jennison C. Robust statistics; the approach based on influence functions [J]. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, 1987, 150(3):281-282
- [35] Abdelsatar E, Ahmed E R. Real-time GNSS precise point positioning using improved robust adaptive Kalman filter [J]. *Survey Review*, 2021, 53(381):528-542
- [36] 周江文. 经典误差理论与抗差估计 [J]. *测绘学报*, 1989, 18(2):115-120  
ZHOU Jiangwen. Classical theory of errors and robust estimation [J]. *Acta Geodaetica et Cartographica Sinica*, 1989, 18(2):115-120
- [37] Qu W, Chen H L, Zhang Q, et al. A robust estimation algorithm for the increasing breakdown point based on quasi-accurate detection and its application to parameter estimation of the GNSS crustal deformation model [J]. *Journal of Geodesy*, 2021, 95(11):1-17
- [38] Yang Y X, Xu T H, Song L J. Robust estimation of variance components with application in global positioning system network adjustment [J]. *Journal of Surveying Engineering*, 2005, 131(4):107-112
- [39] Bischoff W, Heck B, Howind J, et al. A procedure for testing the assumption of homoscedasticity in least squares residuals: a case study of GPS carrier-phase observations [J]. *Journal of Geodesy*, 2005, 78(7/8):397-404
- [40] Luo X G, Mayer M, Heck B, et al. A realistic and easy-to-implement weighting model for GPS phase observations [J]. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, 2014, 52(10):6110-6118
- [41] Wieser A, Brunner F K. An extended weight model for GPS phase observations [J]. *Earth, Planets and Space*, 2000, 52(10):777-782
- [42] 杨元喜, 宋力杰, 徐天河. 大地测量相关观测抗差估计理论 [J]. *测绘学报*, 2002, 31(2):95-99  
YANG Yuanxi, SONG Lijie, XU Tianhe. Robust parameter estimation for geodetic correlated observations [J]. *Acta Geodaetica et Cartographica Sinica*, 2002, 31(2):95-99
- [43] 王志忠, 朱建军. 污染模型下的最优估计 [J]. *测绘学报*, 1999, 28(1):51-56  
WANG Zhizhong, ZHU Jianjun. Optimal estimation under contaminated error model [J]. *Acta Geodaetica et Cartographica Sinica*, 1999, 28(1):51-56
- [44] 杨元喜. 动态系统的抗差 Kalman 滤波 [J]. *解放军测绘学院学报*, 1997, 14(2):79-84  
YANG Yuanxi. Robust Kalman filter for dynamic systems [J]. *Journal of the PLA Institute of Surveying and Mapping*, 1997, 14(2):79-84
- [45] Yang Y. Robust estimation of geodetic datum transformation [J]. *Journal of Geodesy*, 1999, 73(5):268-274
- [46] Yang Y X, Xu J Y. GNSS receiver autonomous integrity monitoring (RAIM) algorithm based on robust estimation [J]. *Geodesy and Geodynamics*, 2016, 7(2):117-123
- [47] Zhang Q Q, Zhao L D, Zhao L, et al. An improved robust adaptive Kalman filter for GNSS precise point positioning [J]. *IEEE Sensors Journal*, 2018, 18(10):4176-4186

## BDS/GNSS data outlier processing approach for complex conditions

LI Xuezhen<sup>1</sup> ZHANG Zhetao<sup>1</sup> LIU Huan<sup>2</sup> YUAN Haijun<sup>1</sup>

<sup>1</sup> School of Earth Sciences and Engineering, Hohai University, Nanjing 211100

<sup>2</sup> Shanghai High Gain Information Technology Co., Ltd, Shanghai 201700

**Abstract** All observations inevitably contain outliers. Outlier detection is a particularly tough problem under the complex conditions of the combination of multi-frequency and multi-constellation and urban canyon environments. Here, outlier detection is studied to ensure accurate and reliable positioning performance of BDS/GNSS data. The outlier detection schemes with different thresholds were proposed based on mean shift and variance inflation. Then dedicated experiments under complex conditions were carried out to evaluate the performance of the proposed outlier detection schemes. The experimental results show that the RMSE of the mean shift based small threshold ( $U_{\frac{1}{2}\alpha_2}(0, 1)$ ) scheme is improved by 0.059 m, 0.017 m, and 0.062 m in the E, N, and U directions, respectively. The RMSE of the combined large iterative threshold ( $\omega$ ) and small threshold ( $k_0, k_1$ ) scheme based on variance inflation is improved by 0.098 m, 0.055 m, and 0.209 m in the E, N, and U directions, respectively. The results show that the above two schemes can detect and identify outliers under complex conditions.

**Key words** outlier processing; complex condition; robust estimation; data snooping