

云南 GNSS 时间序列共模分量提取分析*

占伟, 李经纬

(中国地震局第一监测中心, 天津 300180)

摘要: 针对共模分量的精确获取问题, 以 2011—2018 年云南 31 个 GNSS 连续站垂向时间序列为基础, 选用区域叠加法和主成分分析法, 提取得到共模分量的主要成分, 对比分析了这两种方法的效果。结果表明: ①由于云南垂向非线性运动空间一致性较好 (测站间相关系数平均值为 0.88), 两种方法得到的共模分量较为一致; ②两种方法提取得到的共模分量与全球水文负荷和大气负荷模型给出的位移时间序列接近 (相关系数均为 0.9), 说明共模分量的主要成分为地表负荷变化引发的地壳垂向非构造运动; ③共模分量不能用周期模型完全表示, 还包含了年际间的运动差异等信息; ④两种方法的空间滤波效果非常接近 (WRMS 减速比平均值都为 0.70), 测站的空间滤波效果与测站间相关系数呈显著的正相关。由于区域叠加法对测站数据完整率要求相对较低, 因此建议当测站较少或者数据缺失较多时, 采用区域叠加法; 在测站较多且数据完整率较高时, 建议采用主成分分析法。

关键词: 时间序列; 共模分量; 方法评估; 区域叠加法; 主成分分析

中图分类号: P315.73

文献标识码: A

文章编号: 1000-0666(2021)01-0056-08

0 引言

近年来高精度 GNSS 时间序列结果在地壳运动监测、全球板块运动研究等方面发挥了重要作用 (Wu *et al.*, 2013, 2016, 2018; 常金龙等, 2018; 郭炳辉等, 2018; 朱爽, 周伟, 2015; 朱爽等, 2017; 朱爽, 时爽爽, 2018)。然而, 由于观测、计算等过程中存在诸多因素的影响, GNSS 时间序列难免存在各种噪声, 其中一些具有空间相关性的噪声, 被称为共模误差 (Common Mode Error, CME) (Wdowski *et al.*, 1997; Dong *et al.*, 2006; 杨国华等, 2009)。精确提取并剔除 GNSS 时间序列中的共模误差能够精化测站时间序列, 进而得到更为精细的地壳运动信息, 如滤波后的 Cascadia 消减带地区 ALBH 站时间序列可以更清晰地揭示无震断层滑移事件 (Rogers, Dragert, 2003)。同时, 随着研究的深入, 发现共模误差并不是毫无价值、必须去除的噪声, 而是包含了一些有用的信号 (如区域地表负

荷质量变化引起的地壳形变), 因此一些学者又将其称为共模分量 (Common Mode Component, 简称 CMC) (Dong *et al.*, 2002; Tian, Shen, 2016; Knapper *et al.*, 2019)。综上所述, 共模分量的提取与分析能够获取更精细的区域地壳整体运动信息, 进一步细化测站的运动特征, 因此成为近期地壳形变分析中的一个研究热点。

云南是中国大陆现今构造运动和地震活动最为剧烈、复杂的区域之一。在该区域, 陆态网络布设了相对密集的 GNSS 连续观测站; 同时, 该区域存在空间一致性较好的地壳运动 (盛传贞等, 2014; Zhan *et al.*, 2017), 测站时间序列中共模分量较为显著 (Tan *et al.*, 2020), 因此, 该区域是开展共模分量研究的理想实验区域。基于此, 本文以 2011—2018 年云南 GNSS 垂向时间序列为基础, 对比分析两种常用的共模分量提取方法——区域叠加法 (Stacking) 和主成分分析法 (Principal Component Analysis, PCA) 的效果, 为中国大陆不同区域开展相关分析给出建议。

* 收稿日期: 2020-08-20.

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金项目 (41804010) 和国家重点研发计划课题 (2018YFC1503606) 联合资助.

第一作者简介: 占伟 (1983-), 副研究员, 主要从事 GNSS 数据处理与地壳形变分析工作. E-mail: zw000373@163.com.

1 GNSS 数据和方法

1.1 GNSS 数据及处理

本文收集了 2011—2018 年云南 ($21^{\circ} \sim 29^{\circ} \text{N}$, $97^{\circ} \sim 105^{\circ} \text{E}$) 陆态网络 GNSS 连续站垂向时间序列, 为了使测站空间分布尽量均匀, 加入了空间范围内的四川和贵州测站, 数据来源于中国地震局第一监测中心共享的陆态网络时间序列。使用 GAMIT/GLOBK (Herring *et al*, 2010) 和 QOCA (Dong *et al*, 1998) 软件一并处理中国大陆陆态网络和 80 个全球均匀分布的 IGS 连续站观测数据, 得到 ITRF2008 下测站三维时间序列结果, 详细的数据处理说明见中国地震局第一监测中心 GNSS 数据产品说明^①。

从收集的时间序列中选取 31 个满足以下要求的 GNSS 连续站 (站点分布见图 1, 站点名称见表 1): ①测站数据长度超过 3 年; ②数据完整率超过 70%。首先对选取的垂向时间序列剔除粗差, 修复由于仪器更换等原因造成的阶跃, 然后去除线性, 再采用 15 天滑动加权平均法去噪和插值, 得到“干净”的时间序列后采用区域叠加法和主成分分析法提取共模分量。一些研究利用三角函数拟合方法去除线性和季节性运动 (通常为年周期和半年周期) 后提取共模分量 (或共模误差), 笔者认为不同年份的季节性运动振幅存在差异 (Jiang *et al*, 2017), 而用三角函数拟合时间序列时, 多年的年 (半年) 周期振幅只用一个参数表达是不准确的 (类似于多年振幅的平均值), 在后续的共模分量分析中还将进一步验证。

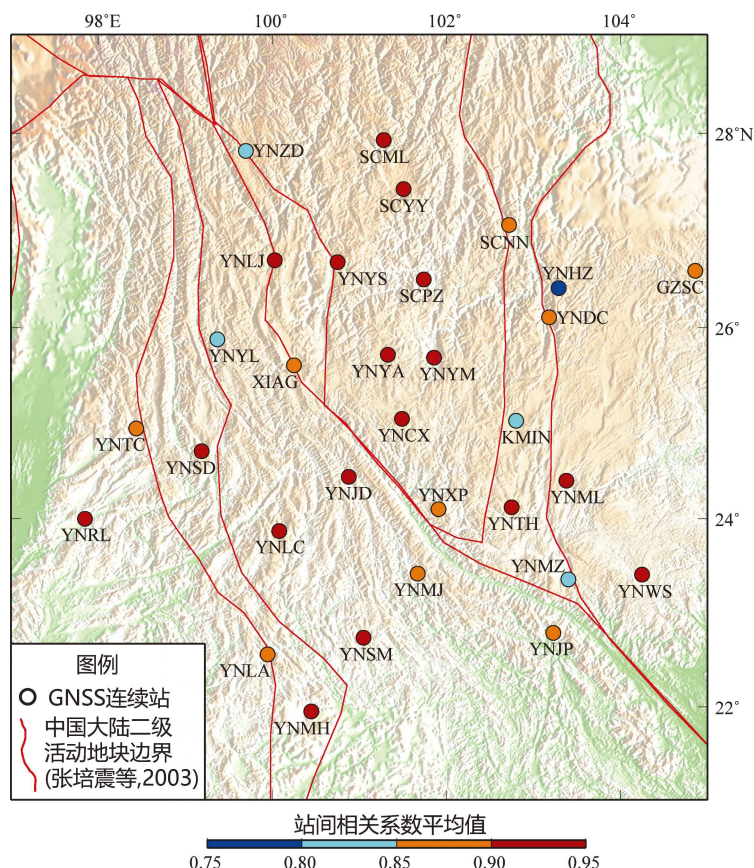


图 1 云南 GNSS 连续站间相关系数

Fig. 1 Correlation coefficients between the continuous GNSS stations in Yunnan

① <http://www.eqdsc.com/upload/2016/09/14/08/2016-09-14-08-0445262696.pdf>.

表 1 30 个测站时间序列残差标准偏差统计结果 (单位: mm)

Tab. 1 STD results of time series residuals of 30 GNSS stations (unit: mm)

站点代码	站点名称	STD1	STD2	STD3	站点代码	站点名称	STD1	STD2	STD3
GZSC	贵州水城	2.94	2.10	2.05	YNMJ	云南墨江	3.66	3.05	2.60
KMIN	云南昆明	4.48	3.58	3.27	YNML	云南弥勒	3.13	1.50	1.58
SCML	四川木里	4.02	2.26	2.20	YNMZ	云南蒙自	4.79	3.75	3.41
SCNN	四川宁南	4.89	3.92	3.87	YNRL	云南瑞丽	3.18	2.37	2.49
SCPZ	四川攀枝花	2.97	1.21	1.17	YNSD	云南施甸	3.54	2.06	2.12
SCYY	四川盐源	2.70	1.16	1.11	YNSM	云南思茅	3.77	2.44	2.40
XIAG	云南下关	4.29	3.20	3.06	YNTC	云南腾冲	4.22	3.32	3.39
YNCX	云南楚雄	3.00	1.34	1.34	YNTH	云南通海	3.17	1.80	1.66
YNDC	云南东川	4.01	2.63	2.57	YNWS	云南文山	3.24	2.05	2.04
YNJD	云南景东	4.19	2.72	2.52	YNXP	云南新平	5.15	4.54	4.62
YNJP	云南金平	3.99	2.89	2.42	YNYA	云南姚安	3.26	1.46	1.42
YNLA	云南澜沧	5.17	3.88	3.81	YNYL	云南云龙	5.51	4.28	4.22
YNLC	云南临沧	3.69	2.49	2.55	YNYM	云南元谋	3.21	1.68	1.60
YNLJ	云南丽江	2.86	1.34	1.29	YNYS	云南永胜	3.29	1.55	1.51
YNMH	云南勐海	3.62	2.85	2.96	YNZD	云南中甸	4.14	2.96	2.96

注: STD1 是时间序列年周期 + 半年周期拟合后残差标准偏差; STD2 是时间序列经区域叠加法滤波后年周期 + 半年周期拟合后残差标准偏差; STD3 是时间序列经主成分分析法滤波后年周期 + 半年周期拟合后残差标准偏差。

1.2 区域叠加法

Wdowinski 等 (1997) 首先提出区域叠加法计算区域共模误差, Nikolaidis (2002) 在计算时又加入了权重, 具体为:

$$u_i = \frac{\sum_{s=1}^n \frac{v_{i,s}}{\sigma_{i,s}^2}}{\sum_{s=1}^n \frac{1}{\sigma_{i,s}^2}} \quad (1)$$

式中: u_i 为第 i 天 CMC 值; $v_{i,s}$ 为第 i 天第 s 个测站时间序列; $\sigma_{i,s}$ 为 $v_{i,s}$ 对应的误差; n 为区域 GNSS 台站数 ($n \geq 2$)。

从式 (1) 可知, 区域叠加法对数据要求相对宽松, 同一天不需要区域内所有的测站都有数据, 理论上只要 1 个以上的测站有数据就能计算。

1.3 主成分分析法

假设一个区域内有 n 个 GNSS 站点, 每个测站数据长度为 m , 则以每个 GNSS 站时间序列为一列, 可将这 n 个站点的时间序列组成数据矩阵 $X(m \times n, m > n)$, X 的方差矩阵 C 可表为 $C = X^T X = V \Lambda V^T$, 其中 Λ 的每个对角元为奇异值的功率, V^T 是特征向量矩阵, V 构成 X 的正交基底, 在此正交基底上 X 可展开为:

$$X(t_i, x_j) = \sum_{k=1}^n a_k(t_i) v_k(x_j) \quad (2)$$

式中: $a_k(t_i)$ 为矩阵 X 的第 k 阶主分量, 代表时间变化; $v_k(x_j)$ 是对 $a_k(t_i)$ 的空间相应。

将特征向量按照特征值大小进行降序排列, 排在前面且方差较大的主分量代表残差时间序列中的共模分量 (Dong *et al*, 2006; 李斐等, 2019; Yan *et al*, 2019)。主成分分析法要求每天所有测站都要有数据, 虽然可以通过插值等方法解决少量的数据缺失, 但如果一个测站缺数过多 (尤其是长时间连续缺数), 插值等方法就不能很好地还原信号, 反而会影响计算效果, 所以计算时要去掉缺数过多的测站。

2 计算过程及结果

2.1 站间相关性

共模分量是指区域内具有空间相关性的信号, 因此在提取共模分量前需要检验区域内各测站之间的相关性。通过计算 31 个测站之间的相关性, 得到 465 组站间相关系数, 其最小值、最大值、平均值、中位数分别为 0.58、0.98、0.88 和 0.90,

结果显示该区域垂向非线性运动的空间一致性较好。

统计各测站与其它测站的相关系数平均值, 其最小值、最大值、平均值、中位数分别为 0.75 (YNHZ 站)、0.93 (SCPZ 站和 SCYY 站)、0.88 和 0.90。统计结果还显示有 25 个测站与 YNHZ 站的相关系数最小, 因此认为 YNHZ 站与其它测站相关性较差, 在后续计算中舍去该站的数据。

2.2 共模分量对比分析

由于各测站开始观测的时间不同, 截取 30 个测站都有数据的时间段 (2011.00685—2018.99315 年)。采用区域叠加法和主成分分析法计算所选取时间序列的共模分量, 其中使用主成分分析法得到的前 1~6 主分量方差分别占总方差的 88.56%、

1.86%、1.47%、1.30%、0.98%、0.76%, 表明分量信号主要集中在第一主分量, 因此选取第一主分量为 PCA 得到的共模分量, 记为 PCA-1。

图 2a 对比了使用区域叠加法得到的共模分量 (记为 CMC-St) 和 PCA-1, 从图中可以看出, CMC-St 与 PCA-1 曲线形态非常一致, 说明这两种方法得到的共模分量非常接近。两者用年周期和半年周期拟合, 求得 CMC-St 与 PCA-1 的年周期振幅分别为 9.91 和 6.62 mm。图 2c 给出了使用 CMC-St 与 PCA-1 模型拟合后的残差时间序列 (标准偏差分别为 2.79 和 1.86 mm), 从图中可以看出, 共模分量不能完全用年和半年周期表示, 残差时间序列显示出年际间运动的差异, 如 2012、2013 和 2018 年比其它年份强。

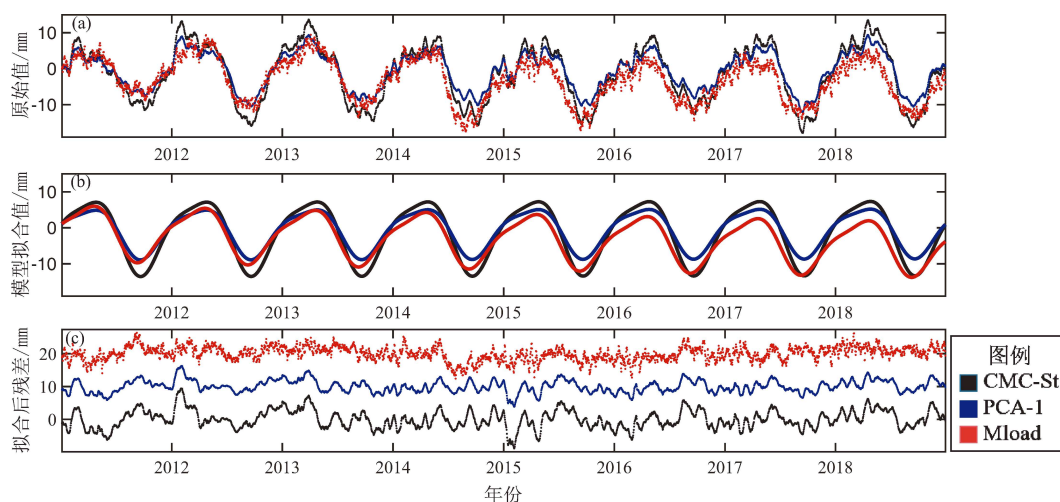


图 2 提取的共模分量原始值 (a)、模型拟合值 (b)、模型拟合后残差 (c) 与 Mload 对比图

Fig. 2 Comparison between Mload and the extracted original values of CMCs (a), modeled seasonal variations (b), and residuals after model fitting (c)

2.3 时间序列对比

图 3 给出了 YNCX 和 YNLA 站滤波前后的时间序列, 从图 3a, c 中可以看出, 两个测站存在非常显著的季节性运动 (尤其是年周期运动), 两种方法得到的共模分量与垂向时间序列非常接近。从图 3b, d 中可以看出, 滤波后的季节性运动已经明显削弱。表 1 分别给出 30 个测站时间序列残差标准偏差统计结果。从表中可以看出, STD2 和 STD3 较为接近, 均小于 STD1, 这说明如果仅用年周期和半年周期拟合后的残差时间序列仍包含了一些信息, 而采用两种方法滤波能够提取出周期拟合

方法得不到的信息, 即垂向时间序列中的运动信息不是纯数学 (周期拟合) 的方法可以完全提取的 (王敏等, 2005)。

2.4 WRMS 减速比

本文用 WRMS 减速比 (WRMS reduction ratio) (van Dam *et al.*, 2007) 来评估各方法空间滤波后的效果, 定义为:

$$Ratio_w = \frac{WRMS_c - WRMS_f}{WRMS_c} \quad (3)$$

式中: $Ratio_w$ 表示 WRMS 减速比; $WRMS_c$ 是 GNSS

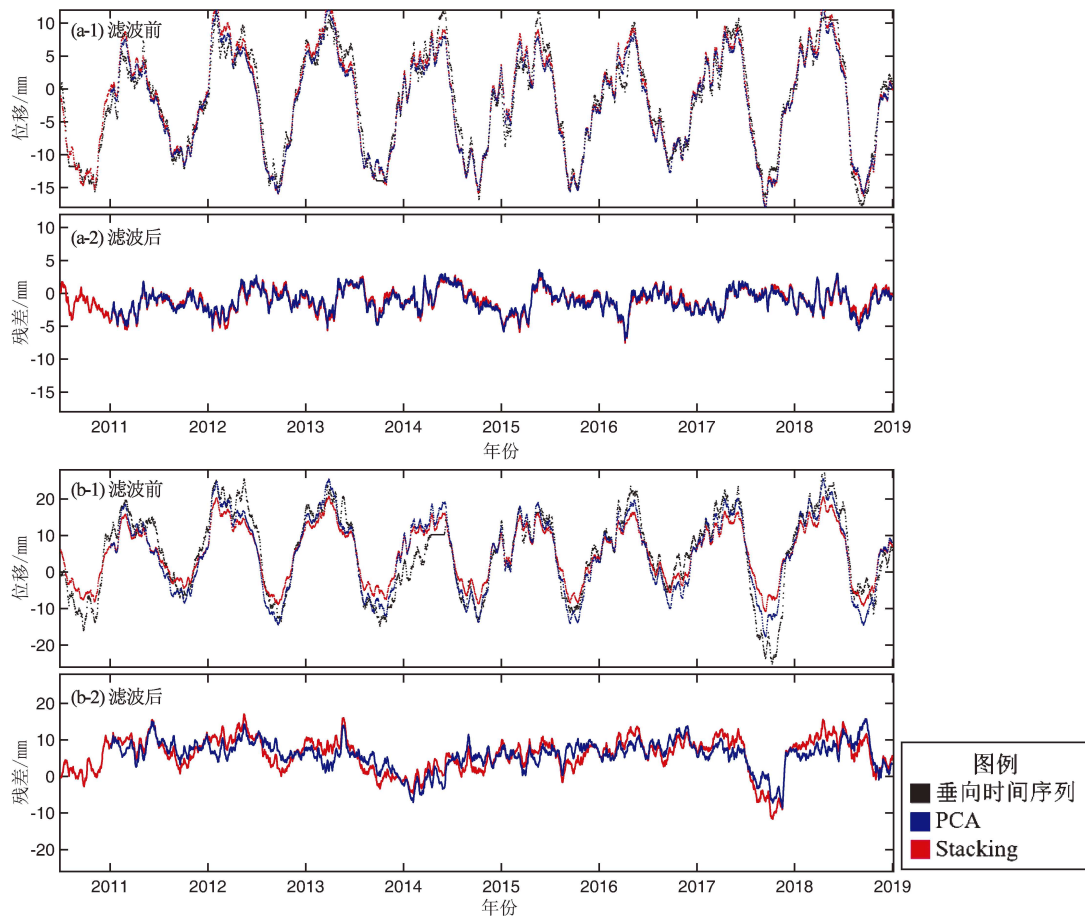


图3 YNCX 站 (a) 和 YNLA 站 (b) 滤波前后时间序列对比图

Fig. 3 Time series before and after filtering at YNCX station (a) and YNLA station (b)

连续站垂向时间序列去除线性后 $WRMS_f$ 值; $WRMS_f$ 是 GNSS 垂向时间序列去除线性后再去除共模分量后 $WRMS$ 值。 $Ratio_w$ 值越高说明提取共模分量后残差 $WRMS$ 越小, 空间滤波效果越好。

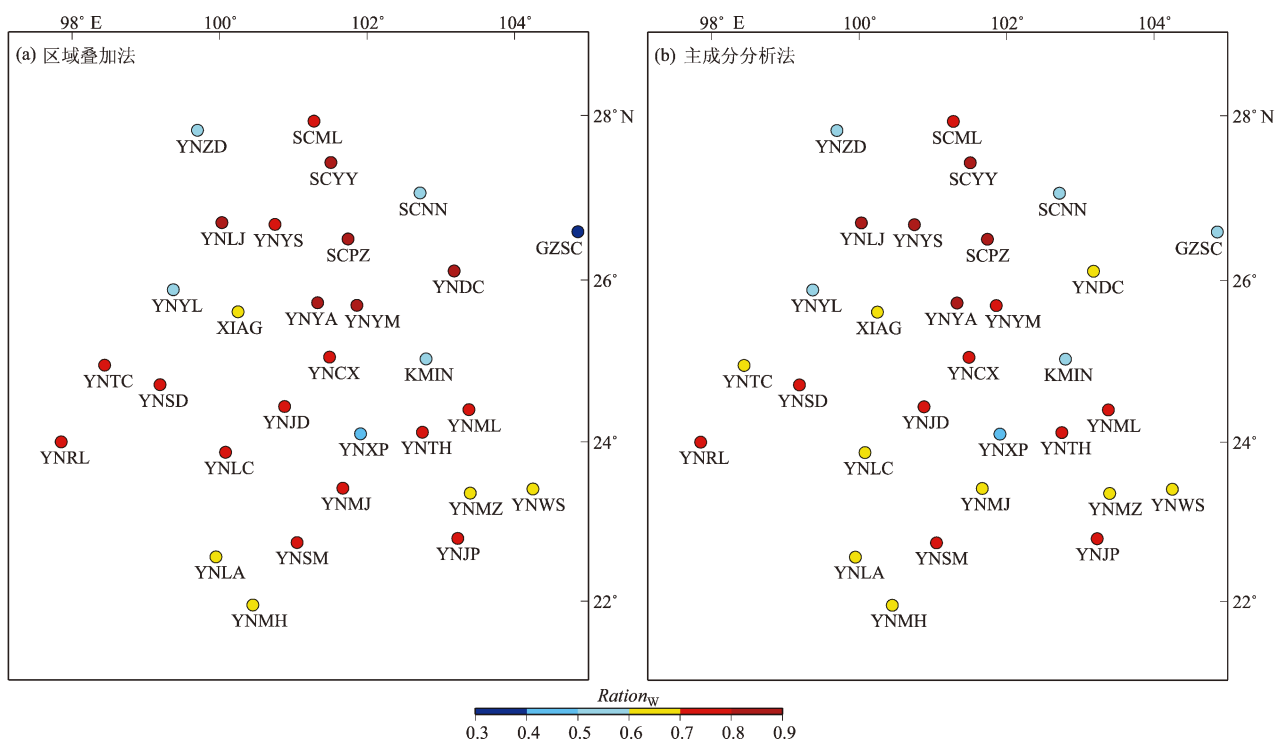
图4给出了两种方法得到的 $Ratio_w$, 从图中可以看出两种方法的效果比较一致, 且都比较好 ($Ratio_w$ 平均值为 0.70), 说明这两种方法都能较为有效地提取区域的共模分量。GZSC 站效果较差 ($Ratio_w$ 分别为 0.34 和 0.60) 的原因是虽然该站与其它测站时间序列形态相近 (站间相关系数平均值 0.85), 但其年周期运动振幅偏小, 区域叠加法提取共模分量振幅远大于测站原始序列, 因此滤波后残差 $WRMS$ 值仍然较高, 而主成分分析法得到的共模分量小于区域叠加法得到的共模分量, 更接近于原始时间序列。由于云南地区 GNSS 连续站的垂向季节性运动存在一定的区域性差异

(Zhan *et al*, 2017), 因此图 4b 也表现出一定的区域性特征, 如川滇块体内的 GNSS 连续站结果普遍较好。

3 讨论

Zhan 等 (2020) 认为水文负荷和大气负荷引发的地壳垂向运动是川滇地区 GNSS 垂向非线性运动的主要成分, 为此收集了德国地学中心^①给出的大气负荷模型和水文负荷模型造成的地壳位移时间序列 ($0.5^\circ \times 0.5^\circ$ 格网值)。图 2a 给出了研究区几何中心 (25.25°N , 101.25°E) 两种模型的位移时间序列叠加结果 (记为 Mload), 可见两种方法提取的共模分量与 Mload 非常一致 (相关系数均为 0.9)。

^① the GeoForschungsZentrum loading service, <https://www.gfz-potsdam.de/en/esmdata/loading>.

图4 两种方法的 $Ration_W$ Fig. 4 $Ration_W$ by the two methods

王敏等（2005）认为作用于地球表面的物质随时间变化所产生的负荷效应是导致地壳非构造形变，特别是垂向非构造形变的主要原因之一。Zhan 等（2017）分析结果表明：云南降雨充沛（年降雨量多超过 1 000 mm），且呈显著的季节性特点（集中在 7~9 月），季节性的降雨与测站垂向非线性运动呈显著的负相关，因此认为降雨导致的区域性整体形变是云南地壳垂向周期性运动的主要原因。本文的结果也

说明云南地区垂向共模分量的主要成分为水文负荷和大气负荷质量变化引发的地壳垂向非构造运动。

图 5 给出了测站间相关系数与两种方法得到的测站 $Ration_W$ 的相关性统计结果，从图中可以看出， $Ration_W$ 与测站间相关系数呈显著的正相关，验证了测站相关性对提取区域共模分量和空间滤波的影响，因此建议提取共模分量前检查测站间相关性，排除可能存在的奇异测站。

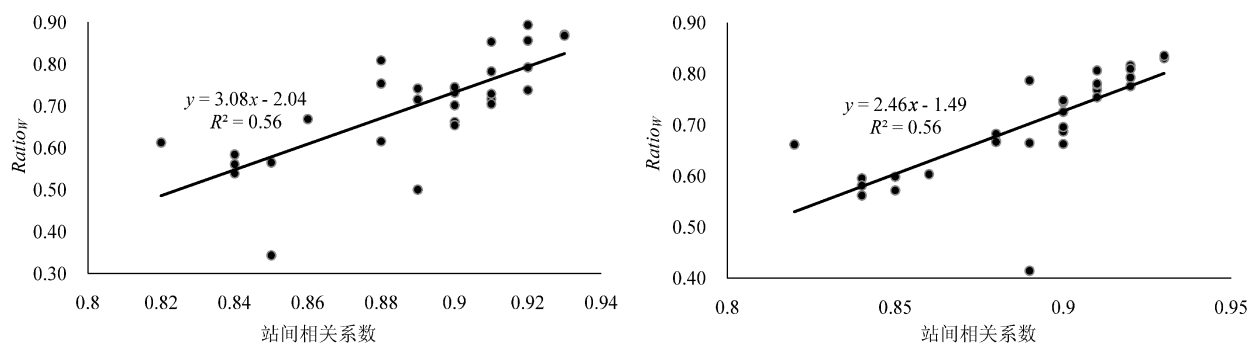
图5 测站间相关系数与两种方法 $Ration_W$ 的相关性

Fig. 5 Relation between the inter-station correlation coefficients and the WRMS reduction ratios got by the two methods

4 结论

本文选用了两种常用的提取共模分量方法——区域叠加法和主成分分析法,以云南 GNSS 连续站去线性的垂向时间序列为例,分析了两种方法提取得到共模分量的主要成分,并评估了这两种方法的效果,得到以下结论:

(1) 云南垂向非线性运动空间一致性较好(测站间相关系数平均值为 0.88),因此,两种方法的效果较为一致。提取的共模分量较为接近,区域叠加法得到的共模分量振幅大于主成分分析法。

(2) 共模分量与测站时间序列分析表明垂向非构造运动信号不能用年和半年周期模型完全表示,其还包含了如年际间的运动差异等信息,因此开展共模分量的相关分析是非常有必要的。

(3) 两种方法提取的共模分量与全球水文负荷和大气负荷模型给出的时间序列接近,说明共模分量主要成分为地表负荷变化引发的地壳垂向非构造运动。

(4) 两种方法的空间滤波效果非常接近, R_{ation_w} 平均值都为 0.70。统计结果表明测站的空间滤波效果与测站间相关系数呈显著的正相关,因此建议提取共模分量前应检查测站间相关性,排除可能存在的奇异测站。由于区域叠加法对测站数据完整率要求相对较低,因此建议当测站较少或者数据缺失较多时,采用区域叠加法;在测站较多且数据完整率较高时,建议采用主成分分析法。

由于本文的主要目的是对比分析方法的效果,因此只考虑了 GNSS 时间序列中非线性运动最为显著的垂向分量,但本方法也适用于北向和东向分量的计算。

感谢 GFZ 提供全球负荷模型位移数据;感谢审稿专家对本文的帮助。

参考文献:

常金龙,甘卫军,梁诗明,等. 2018. 大华北地区 GPS 时间序列共模误差的确定与分析[J]. 地震研究,41(3):430-437.

- 郭炳辉,郭博峰,李经纬,等. 2018. 基于 GPS 资料研究喜马拉雅构造带中段地壳形变特征[J]. 地震研究,41(3):398-406.
- 李斐,李文浩,张胜凯,等. 2019. 基于独立分量分析的南极半岛 GNSS 网区域滤波[J]. 地球物理学报,62(9):3279-3295.
- 盛传贞,甘卫军,梁诗明,等. 2014. 滇西地区 GPS 时间序列中陆地水载荷形变干扰的 GRACE 分辨与剔除[J]. 地球物理学报,57(1):42-52,doi:10.6038/cjg20140105.
- 王敏,沈正康,董大南. 2005. 非构造形变对 GPS 连续站位置时间序列的影响和修正[J]. 地球物理学报,48(5):1045-1052.
- 杨国华,汪翠枝,杨博,等. 2009. ITRF 框对 GPS 连续观测的影响研究[J]. 大地测量与地球动力学,29(4):5-9.
- 张培震,邓起东,张国民,等. 2003. 中国大陆的强震活动与活动地块[J]. 中国科学:地球科学,33(S1):12-20.
- 朱爽,时爽爽. 2018. 天山地震带近期地壳形变分析及地震危险性评估[J]. 地震研究,41(3):423-429.
- 朱爽,杨国华,刘辛中,等. 2017. 川滇地区近期地壳形变动态特征研究[J]. 武汉大学学报(信息科学版),42(12):1765-1772.
- 朱爽,周伟. 2015. 甘肃岷县漳县 6.6 级地震前后区域地壳形变分析[J]. 地震工程学报,37(3):731-738.
- Dong D, Fang P, Bock Y, et al. 2002. Anatomy of apparent seasonal variations from GPS-derived site position time series[J]. Journal of Geophysical Research, 107(B4), 2075, doi:10.1029/2001JB000573.
- Dong D, Fang P, Bock Y, et al. 2006. Spatiotemporal filtering using principal component analysis and Karhunen-Loeve expansion approaches for regional GPS network analysis[J]. Journal of Geophysical Research, 111(B3):6790-6798.
- Dong D, Herring T A, King R W. 1998. Estimating regional deformation from a combination of space and terrestrial geodetic data[J]. Journal of Geodesy, 72(4):200-214.
- Herring T A, King R W, McClusky S C. 2010. GAMIT reference manual: GPS Analysis at MIT, version 10.4[M]. Cambridge: Massachusetts Institute of technology.
- Jiang W, Peng Y, Hua C, et al. 2017. Annual variations of monsoon and drought detected by GPS: A case study in Yunnan, China[J]. Scientific Reports, 7(1):5874, doi:10.1038/s41598-017-06095-1.
- Knappe E, Bendick R, Martens H R, et al. 2019. Downscaling vertical GPS observations to derive watershed-scale hydrologic loading in the northern Rockies[J]. Water Resources Research, 55(B4):391-401.
- Nikolaidis R. 2002. Observation of geodetic and seismic deformation with the global positioning system[D]. San Diego: University of California.
- Rogers G, Dragert H. 2003. Episodic tremor and slip: The chatter of slow earthquakes[J]. Science, 300(5627):1942-1944.
- Tan W J, Chen J P, Dong D N, et al. 2020. Analysis of the potential contributors to common mode error in chuandian region of China[J]. Remote Sensing, 12(5):751.
- Tian Y, Shen Z K. 2016. Extracting the regional common-mode component of GPS station position time series from dense continuous network[J]. Journal of Geophysical Research, 121(2):1080-1096.

- Van Dam T, Wahr J, Lavallée D. 2007. A comparison of annual vertical crustal displacements from GPS and Gravity Recovery and Climate Experiment (GRACE) over Europe[J]. *Journal of Geophysical Research*, 112(B3): B03404.
- Wdowinski S, Bock Y, Zhang J, *et al.* 1997. Southern California permanent GPS geodetic array: spatial filtering of daily positions for estimating coseismic and postseismic displacements induced by the 1992 Landers earthquake[J]. *Journal of Geophysical Research*, 102(1021): 18057–18070.
- Wu Y Q, Jiang Z S, Liang H B, *et al.* 2016. Coseismic deformations of the 2015 M_w 7.8 Gorkha earthquake and interseismic strain accumulation in the Himalayan tectonic belt and Tibetan plateau[J]. *Tectonophysics*, 670: 144–154.
- Wu Y Q, Jiang Z S, Liang H B, *et al.* 2018. Deformation response of seismogenic faults to the Wenchuan M_s 8.0 earthquake: A case study for the southern segment of the Longmenshan fault zone[J]. *Remote Sensing*, 10(6): 894, doi:10.3390/rs10060894.
- Wu Y Q, Jiang Z S, Wang M, *et al.* 2013. Preliminary results of the coseismic displacement and pre-seismic strain accumulation of the Lushan M_s 7.0 earthquake reflected by the GPS surveying[J]. *Chinese Science Bulletin*, 58(28–29): 3460–3466.
- Yan J, Dong D, Bürgmann R, *et al.* 2019. Separation of sources of seasonal uplift in China using independent component analysis of GNSS time series[J]. *Journal of Geophysical Research*, 124(B11): 11951–11971.
- Zhan W, Li F, Hao W F, *et al.* 2017. Regional characteristics and influencing factors of seasonal vertical crustal motions in Yunnan, China[J]. *Geophysical Journal International*, 210(3): 1295–1304.
- Zhan W, Tian Y, Zhang Z, *et al.* 2020. Seasonal patterns of 3D crustal motions across the seismically active southeastern Tibetan Plateau[J]. *Journal of Asian Earth Sciences*, 192: 104274.

Extraction and Analysis of the Common-mode Component of GNSS Time Series in Yunnan

ZHAN Wei, LI Jingwei

(The First Monitoring and Application Center, China Earthquake Administration, Tianjin 300180, China)

Abstract

For the accurate acquisition of the common-mode component (CMC), two commonly used methods are selected, namely the stacking method and the principal component analysis (PCA) method. Then, based on the vertical time series of 31 continuous GNSS stations in the period 2011–2018 in Yunnan, the effects of the two methods are evaluated. The results show that: ①Due to the good spatial consistency of the vertical nonlinear motion in Yunnan (the average correlation coefficient between stations is 0.88), the CMCs obtained by the two methods are relatively close. ②The extracted CMCs are consistent with the vertical time series given by the global hydrological mass loading model and the atmospheric mass loading model (the correlation coefficients are both 0.9), which indicates that the main components of the CMCs are the non-tectonic, vertical, crustal movement induced by the variations of surface loading. ③The CMC cannot be fully represented by the periodic model, for it also contains information such as inter-annual variation. ④The spatial filtering effect of the two methods is very close to the average WRMS Reduction Ratio of 0.70. The spatial filtering effects of the stations were significantly and positively correlated with the inter-station correlation coefficients. Since the stacking method requires relatively low data-integrity rate, it is suggested to use the stacking method when there are few continuous GNSS stations or a lot of missing data. The PCA method is recommended in areas with dense continuous GNSS network and high data-integrity rate, which shows the difference in the amplitude of the movement from year to year.

Keywords: time series; common mode component; evaluation of two methods; stacking method; principal component analysis