论文

中国区域 IGS 站高程时间序列季节性信号及长期趋势分析

明锋^{①②*}, 杨元喜^②, 曾安敏^②, 景一帆^③

① 信息工程大学地理空间信息学院, 郑州 450001;

② 西安测绘研究所, 地理信息工程国家重点实验室, 西安 710054;

③ 信息工程大学导航与空天目标工程学院, 郑州 450001

* E-mail: mf_pla@hotmail.com

收稿日期: 2015-06-01; 接受日期: 2015-08-17; 网络版发表日期: 2016-05-23

国家高技术研究发展计划项目(编号: 2013AA122501-1)、国家自然科学基金项目(批准号: 41374019, 41020144004, 41474015, 41274045, 41574010)和地理信息工程国家重点实验室开放研究基金项目(编号: SKLGIE2015-Z-1-1)资助

摘要 对中国区域 10 个 IGS 站高程时间序列的季节性信号和长期趋势进行了分析. 首先, 对 SOPAC 提供的原始 GPS 时间序列进行中断探测、粗差剔除以及共模误差剔除等预处理. 由于 GPS 时间序列中的季节性信号具有调制特性, 本文采用一种“两步法”策略进行实测数据分析, 即首先利用基于局部加权回归的季节项-趋势分解(STL)提取精确的季节性信号, 然后再对扣除季节性信号后的残差采用最大似然估计法估计其长期趋势. 通过对中国区域 10 个 IGS 站预处理后的数据分析, 结果表明上述各 IGS 站高程方向均表现出强烈的季节性变化, 且部分测站季节性信号的相位和振幅均发生明显的调制变化. 同时, 在估计长期趋势之前, 采用 Kendall' τ test 对扣除季节性信号后的残差序列进行了趋势显著性检验, 结果表明在 99% 的置信区间内所有测站均存在显著的趋势; 进一步采用附加季节项和趋势进行断点检验(BFAST test)证实在 95% 的置信区间内测站 TCMS 和 TNML 的趋势分别在历元 2009.5384 和 2009.1493 发生了显著改变. 根据检验结果, 最后本文利用最大似然估计, 计算了白噪声+闪烁噪声模型下各 IGS 站的速度及其不确定度, 并与 SOPAC 的结果进行了分析和比较.

关键词 GPS, 时间序列, 季节性信号, 长期趋势, STL 滤波, 有色噪声

1 引言

近20年来, 高精度、高时空分辨率的GPS观测网建设取得长足进展, 为研究不同时空尺度的地球物

理现象如全球板块构造运动、冰后回弹、区域形变以及地球自转等提供了重要的数据支持. 受测站外部环境、观测技术本身误差以及参考框架误差等因素的影响, GPS坐标时间序列中叠加了各类“信号”和“噪

中文引用格式: 明锋, 杨元喜, 曾安敏, 景一帆. 2016. 中国区域 IGS 站高程时间序列季节性信号及长期趋势分析. 中国科学: 地球科学, 46: 834-844, doi: 10.1360/N072015-00129
英文引用格式: Ming F, Yang Y X, Zeng A M, Jing Y F. 2016. Analysis of seasonal signals and long-term trends in the height time series of IGS sites in China. Science China Earth Sciences, 59: 1283-1291, doi: 10.1007/s11430-016-5285-9

声”,表现出明显的季节性变化,特别是高程方向更加明显(Van Dam等, 2001; Dong等, 2002; Penna和Stewart, 2003; Ray等, 2008). GPS测站高程方向上的季节性变化包含了不同来源的地球物理信号和系统误差,为了准确分离构造运动与其他信号,获取可靠的长期运动趋势,必须获得精确的季节性信号估计.

已有的GPS时间序列研究中,通常认为季节性信号表现为周年或半年形式,并以常振幅、常相位的谐波模型来描述(Nikolaidis, 2002; Williams等, 2004; Langbein, 2008). 实际上,不同年份间全球各区域的气候变化并不一致,在季节性尺度上GPS测站对环境变化的响应具有不规则性(Dong等, 2002; 李昭等, 2012; 姜卫平等, 2013). 因此,常规谐波模型并不能很好地反映季节性信号的非线性变化. 近几年来,许多学者关注GPS时间序列季节性信号的调制特性,并提出了不同的方法进行分析. Bennet(2008)假设GPS时间序列中正弦信号的振幅随时间变化,采用一种半参数模型来研究此“准周期”信号,但该模型理论和计算均较复杂,不便于实际应用. Davis等(2012)用Kalman滤波描述季节性信号的统计变化,该模型仅适用于随机游走信号,而很多研究证实GPS时间序列中含有闪烁噪声(Flicker Noise, FN). Chen等(2013)采用不需先验信息的奇异谱分析来提取季节性信号,然而奇异谱分析对滞后窗口的取值比较敏感,选取不合适的滞后窗口甚至会导致错误的结果. 还有一些学者提出采用非参数拟合的方法来对季节性信号建模,他们的结果进一步证实GPS时间序列中的季节性信号并不能用周年加半周年的谐波模型来描述(Tesmer等, 2009; Freymueller, 2009; Zou等, 2014). 需要指出的是,上述研究均未分析GPS时间序列中有色噪声对模型的影响.

中国多位学者对中国区域IGS站水平方向的运动特征和噪声模型进行了深入分析,但高程方向研究较少(蒋志浩等, 2009; Wang等, 2012; 姜卫平等, 2013, 2014). 朱文耀等(2003)采用谱分析和小波分析研究了中国区域2个IGS站(WUHN、LHAS)的高程时间序列,但当考虑有色噪声时测站速度估计并不可靠(速度误差显著大于速度估计). 张飞鹏等(2002)分析了中国区域GPS基准网1999~2001年近3年的观测数据,监测到了高程方向3~10mm的季节性变化,然而由于时间跨度较短,没有估计速度及其不确定度.

目前,中国区域IGS站已累积了十多年的高精度坐标时间序列,为可靠分离测站高程方向季节性变化和长期运动趋势提供了有利条件(姜卫平和周晓慧, 2014). 本文考虑测站季节性信号的调制特性,采用基于局部加权回归季节项-趋势分解(A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess, STL)滤波提取中国区域IGS站高程时间序列中的季节性信号,之后进而对其进行更加精确的趋势分析.

2 数据预处理策略

数据来源于SOPAC (Scripps Orbit and Permanent Array Center, SOPAC)(<http://sopac-ftp.ucsd.edu/pub/timeseries/measures/>)提供的中国区域10个IGS站在ITRF2008框架下的单天高程时间序列,测站分布及其基本信息如图1和表1所示. GPS时间序列比李昭等(2012)跨度更长(表1). 该时间序列由SOPAC采用“st_filter”(<http://sopac-ftp.ucsd.edu/pub/timeseries/measures/>)软件将分别由JPL(采用GIPSY软件)和SOPAC(采用GAMIT/GLOBK软件)分析中心得到的松约束解进行组合,以消除由软件及处理策略导致的误差,最终得到一个统一、自洽的解. 各分析中心采取的解算策略和改正模型可以参阅SOPAC网站的说明文档(<http://geodemo-c.ucsd.edu/gridsphere/gridsphere?cid=Time+Series+Plots>).

SOPAC提供原始时间序列(Raw)、去粗差后的时间序列(Clean)以及去除共模误差后的时间序列(Filter)三种类型的数据. 其中,“Clean”类型的时间序列是SOPAC利用QOCA软件中的analyze_tseri模块去除粗差后得到的“干净”数据,探测粗差的方法是判断观测值减去模型值(O-C)后的残差是否大于所设置的阈值. SOPAC在粗差探测时北、东、高三个方向的阈值分别为25.0、25.0和35.0 mm.

为了尽可能地保留数据的原始信息,本文采用其中的“Raw”类型数据进行分析. 由于“Raw”类型数据包含了中断、粗差以及观测网共同误差等,在进一步分析前必须进行预处理. 本文采取中断探测、粗差剔除、共模误差的移除等步骤进行数据预处理.

2.1 中断探测

接收机故障、天线更换、地震、框架变换等原因

图 1 中国区域 IGS 站分布图

表 1 中国区域 IGS 站坐标时间序列概况

测站	概略纬度	概略经度	时间跨度(a)	历元总数	粗差个数	粗差剔除率
BJFS	39.608°	115.892°	1999.8041~2014.7466	5011	26	0.5%
GUAO	43.471°	87.177°	2002.4534~2014.5356	3812	5	0.1%
KUNM	25.029°	102.797°	1998.7685~2013.0836	5029	113	2.2%
LHAZ	29.657°	91.104°	1999.7247~2014.7521	5033	67	1.3%
SHAO	31.099°	121.200°	1995.0233~2014.3548	5696	26	0.4%
TCMS	24.797°	120.987°	2002.4781~2014.7521	3981	11	0.2%
TNML	24.797°	120.987°	2002.4781~2014.7521	3824	38	1.0%
TWTF	24.953°	121.164°	2001.8562~2014.7521	4522	105	2.3%
URUM	43.807°	87.600°	1998.8342~2014.7521	5022	43	0.9%
WUHN	30.531°	114.357°	1996.0669~2014.7521	6323	162	2.6%

会导致GPS坐标时间序列产生阶跃或称中断. 未剔除的中断会导致测站速度估计有偏, 其影响程度与中断的大小、位置以及时间序列的长度有关(Williams,

2003a). 现有中断探测算法大多假设GPS坐标时间序列服从正态分布, 没有考虑有色噪声的影响, 因而其“误判”率或“漏判”率较高(Gazeaux等, 2013). 基于此,

本文采用顾及有色噪声的GPS时间序列序贯中断探测算法来探测中断(明锋等, 2016).

2.2 粗差探测与剔除

多路径效应、与测站相关的误差、轨道异常等因素会导致GPS坐标时间序列存在粗差(Nikolaidis, 2002). 粗差剔除通常有两种途径: 一是基于最小二乘(Least Square, LS)的标准化残差, 采用假设检验进行粗差探测. 但由于LS具有“隐差”现象, 当有多个粗差时易导致“误判”; 二是采用“ 3σ ”准则进行粗差识别, 粗差量级较大时, LS残差的加权平方和也往往偏大, 导致“漏判”量级较小的粗差.

本文采用一种更具抗差性的方法L1_ModIQR来探测、剔除粗差. 其主要思想是首先利用L1范数(L1-norm)估计得到比较“可靠”的参数, 进而得到较“真实”的残差, 然后再对残差采用中位数(Median)和IQR(Interquartile Range, IQR)统计量进行粗差探测. 该过程迭代进行, 直到无法探测到新的粗差. 通过对中国区域10个IGS站时间序列的分析表明, 粗差剔除率最小为0.1%, 最大为2.6%(表1第7列). 为了评估L1_ModIQR算法的有效性, 本文分别与SOPAC的“Raw”和“Clean”类型数据进行对比, 结果表明SOPAC提供的“Clean”数据仍含有大量的粗差, 而L1_ModIQR算法能够有效地剔除粗差. 限于篇幅, 本文没有列出对比结果.

2.3 基于主成分分析的时空滤波

目前, 共模误差(Common Mode Error, CME)是一种局部尺度的误差已无争议, 但其来源和本质尚无定论. 自Wdowinski等(1997)提出Regional stacking方法剔除CME以来, 已有多位学者提出了不同的方法进行分析(Dong等, 2006; 田云锋和沈正康, 2011). 其中, Dong等(2006)提出的主成分分析法(Principle Component Analysis, PCA)得到广泛应用. PCA法将模型化后的观测网时间序列分解成一组相互正交的随时间变化的模态, 也称主成分, 其中每一模态中包含了一个共同的时间函数以及与时间函数相关的不同的空间响应. 特征值越大, 对应的模态对总方差的贡献越大, 方差较大的模态代表了原始时间序列最主要的特性, 也即CME. 需要指出的是PCA法要求时间序列不存在数据缺失, 对于缺失历元需采取一定

的方法进行插值. 最近, Shen等(2014)在Dong等(2006)的基础上提出了一种改进的PCA法, 该方法能够处理缺少历元, 且无需插值. 由于本文处理的时间序列数据缺失比例不高(约 $\leq 10\%$), 因而采用QOCA软件中PCA模块来剔除CME.

中国区域10个IGS站的分析结果表明水平方向的一阶模态对总方差的贡献均大于高程方向, 但二阶模态则相反. 这表明高程方向的CME的波长是有限的, 且很有可能已传播到较低阶的模态中(Serpelloni等, 2013). 高程方向前3个模态的方差分别占总方差的36%、26%和11%, 更高阶的模态则主要包含了局部影响. 因此, 本文采用前3个模态来计算高程方向的CME.

经过上述预处理后的测站坐标时间序列, 最大程度上去除了中断、粗差和CME等影响, 尽可能地保留了原始时间序列中的“信号”成分, 为下一步分析季节性信号提供了有利条件.

3 基于局部加权回归的季节项-趋势分解(STL)

STL滤波是Cleveland于1990年提出的时间序列分解方法(Cleveland等, 1990). 该方法利用局部加权回归技术(Locally Weighted Regression, LOESS)将一时间序列分解为独立的长期趋势项、季节性分量以及残差:

$$Y_k = T_k + S_k + R_k, \quad (1)$$

式中, Y_k 为历元 k 时刻的坐标, T_k 为趋势项分量, S_k 为季节性分量, R_k 为不规则残差分量. 对于GPS时间序列来说, T_k 包含了潜在长期非周期信号, 如由板块构造引起的或由冰后均衡调整产生的长期运动趋势; S_k 则主要是由地表流体物质负载产生的季节性模式; 而 R_k 包含了其他各类残余误差. STL滤波算法细节可参考Cleveland等(1990).

由于STL非参数估计的特性使其能够探测到长期趋势和季节性信号的非线性变化, 而这正是常规线性回归模型无法克服的困难. 同时, 在滤波过程中STL还能够抵御瞬时、突发的异常值影响, 且能处理缺失数据, 因而在与季节性信号相关的水文学、气候学等领域得到了广泛应用(Isotta等, 2008; Shamsudduha等, 2012; Hassan和Jin, 2014). 最近, Borsa等(2014)对美国西部连续运行GPS站单天高程时间序列应用STL滤

波并反演由于干旱而导致的地表水质量丢失。

同其他非参数估计方法一样, 在应用STL滤波之前需主观地选择2个重要的平滑参数: 季节性信号窗口长度 s 和趋势项窗口长度 t 。 s 决定了 S_k 在年际间的变化程度。 如果 s 过大, 会导致 S_k 在所有年际间都相似; 反之, 则会导致 S_k 与 Y_k 难以分离。 对于GPS高程时间序列而言, 平滑参数 t 的设置需结合测站构造背景进行分析。 若测站处于地质活动稳定的区域, 其长期趋势较稳定, 因而可以将 t 设置较大, 如10年; 反之, 若测站位于构造剧烈的区域, 则应设置成小值以更好地揭示测站非线性运动特征。

4 数据分析与讨论

由于GPS坐标时间序列中包含有色噪声, 本文首先采用WN+FN噪声模型的模拟数据分析有色噪声对STL滤波的影响。 模拟数据结果表明, 在WN+FN模型下虽能准确提取 $S(t)$, 但提取的 $T(t)$ 将会被低估, $R(t)$ 中仍包含有色噪声, 见网络版附录(有色噪声对STL滤波影响的模拟分析, <http://earthcn.scichina.com>)。 因此, 本文采用“两步法”策略对其进行分析, 即首先利用STL提取季节性信号, 再对去除季节性信号之后的残差时间序列进行趋势项分析。

4.1 季节性信号的提取与分析

本文利用STL滤波对中国区域10个IGS站高程时间序列进行了分析, 各测站滤波参数列于表2。 其中, 第一次滤波后测站BJFS、GUAO、SHAO、TWTF以及URUM的残差中还存在明显的周期约为半周年的季节性信号, 因此进行了两次STL滤波。 由于各测站时间序列特性并不相同, 本文找不到一组能够适用所有测站的平滑参数。 从表2可以看出, 相距较近的测站(TCMS, TNML以及TWTF; GUAO, URUM)在首次STL滤波时参数 s 基本一致, 但第二次滤波时差异较大。 各IGS站提取的季节性信号如图2所示。

从图2可以看出, 中国区域IGS站均表现出明显的季节性变化, 其中夏季时振幅达到最大约为9mm (GUAO、KUNM和URUM), 冬季时振幅最小约为4mm (TCMS和TNML), 季节性信号的振幅范围与张飞鹏等(2002)的结果一致。 从图中还可以看出测站BJFS在历元2008.0后其振幅相对减小, 其相位在历元2012.0

表2 中国区域 IGS 站 STL 滤波参数

测站	s (天)	t (天)
BJFS	13/41	3285/365
KUNM	9	3285
LHAZ	15	3285
SHAO	19/25	3285/365
WUHN	13	3285
TCMS	15	3285
TNML	15	3285
TWTF	17/17	3285/365
GUAO	11/11	3285/365
URUM	11/31	3285/365

后发生显著的延迟, 而测站KUNM的振幅在历元2006.0后也表现出明显的调制变化。 同时, 还可以看出测站LHAZ和WUHN的相位分别在历元2006.0前和2008.0后发生明显的调制变化(见下文进一步分析)。 另外, 我们还注意到测站TCMS、TNML的季节性信号在历元2009.0后其振幅和相位均发生明显的调制变化, 引起该变化的原因还需进一步分析(见下文)。

为了在频率域上对季节性信号进行分析, 本文采用Lomb-Scargle周期图法对其进行频谱分析。 上述测站正则化后的频谱经堆栈后, 为了抑制高频随机噪声的影响, 采用宽度为0.050cpy(cycles per year)的boxcar滤波进行平滑。 经堆栈、平滑处理后的功率谱密度反映的是上述IGS站季节性信号整体的频率分布特征, 结果如图3所示。 从图3可以看出, 谱曲线为一不规则谐波组合, 其中前2条谱线分别从1和2cpy平移至1.35和2.7cpy, 同时还存在频率约为4和5cpy的高频信号。 这表明中国区域大部分IGS站的季节性信号并不能用周年+半周年的谐波模型来描述, 该结果也与Tesmer等(2009)的结果一致。

为了进一步评估STL提取的季节性信号, 本文将其与LS(周年+半周年的谐波模型)的结果进行对比分析。 从扣除季节性信号后的残差RMS来看, 对于季节性信号调制变化较小的测站, LS拟合后的残差RMS要小于STL滤波; 但对于季节性信号调制变化较大的测站, STL滤波后的残差RMS要优于LS。 10个IGS站LS拟合和STL滤波后的残差RMS均值分别7.74和8.91 mm, 表明LS的整体拟合效果要优于STL, 但两者差异不大。 从提取的季节性信号来看, 由于常振幅、常

周期的LS模型的本质即为在整体上达到最佳的拟合效果, 因而忽略了局部调制变化; 而STL滤波虽然拟合效果稍逊LS, 但由于采用LOESS, 能更好地反映季节性信号中的非线性特征. 图4为测站LHAZ和WUHN分别利用STL和LS两种方法提取的季节性信号与原始信号的对比图. 从图4可以看出, LS模型并不能很好地对季节性信号进行建模, 这与图3的结果相吻合, 同时该模型也无法反映季节性信号的调制变化, 而STL滤波则能够较好地捕获其相位的调制变化.

严格来说, 为了更深入地分析季节性信号, 需要与其他空间大地测量技术如GRACE(Gravity Recovery and Climate Experiment, GRACE)导出的季节性变化或其他地球物理模型导出的结果进行外部检核. 不同技术或模型间导出的季节性信号的相互比较, 有

助于分析与技术相关的系统误差和季节性信号产生的地球物理机制(Ray 等, 2008). 这是本文下一步将要探讨的内容.

4.2 趋势项分析

由式(1)可知, 将IGS站原始信号 Y_k 扣除STL提取的季节性信号 S_k , 可得

$$T'_k = Y_k - S_k, \quad (2)$$

式中, T'_k 中含有长期趋势项和残差和有色噪声. 本文采用最大似然估计(Maximum Likelihood Estimation, MLE)解算速度及其不确定度(Zhang等, 1997; Mao等, 1999; Williams等, 2004). 目前普遍采用的MLE均假设测站具有显著的长期趋势(也即常速度模型, 且速度 $V \neq 0$). 为了定量分析测站高程方向趋势的显著性, 本文采用非参数Kendall's tau检验(Kendall, 1975), 即:

图2 中国区域 10 个 IGS 站 STL 提取的季节性信号

(a) BJFS, (b) GUAO, (c) KUNM, (d) LHAZ, (e) SHAO, (f) TCMS, (g) TNML, (h) TWTF, (i) URUM, (j) WUHN

图3 中国区域 10 个 IGS 站经堆栈和平滑后的功率谱密度图

黑色实线为功率谱密度, 垂直红色虚线表示整周期年, 蓝色虚线为前 2 条谱线频率

图4 STL 滤波和 LS 得到的测站 LHAZ(a)和 WUHN(b)的季节性信号与原始信号的对比

$$\begin{cases} H_0: \tau = 0, \\ H_1: \tau \neq 0, \end{cases} \quad (3)$$

式中, 零假设 H_0 为不存在显著的趋势项, 备选假设 H_1 为存在显著的趋势项, τ 为统计量, 满足 $-1 \leq \tau \leq 1$, 当 $0 < \tau \leq 1$ 时, 表明测站具有向上运动趋势; 当 $-1 \leq \tau < 0$ 时, 表明测站具有向下趋势. 给定显著性水平 α , 利用式(3)即可对 T'_k 进行检验. 中国区域各IGS站Kendall's tau检验结果列于表3.

从表3可以看出, 除测站TNML的 P 值较大外(但仍 ≤ 0.01), 其余各测站的 P 值均几乎为零, 表明在99%的置信区间内, 各测站均存在显著的趋势项. 同时, 需要特别指出的是测站TCMS和TNML τ 值的绝对值较小(分别为0.206和0.0337), 表明这两个测站可能存在以下两种情形: 一是运动趋势并不明显; 二是在整个观测时段内其运动趋势发生了改变.

为了进一步证实测站TCMS和TNML的趋势是否发生改变, 本文采用附加季节项和趋势的断点检测算法(Breaks For Additive Seasonal and Trend, BFAST)对其分别进行趋势变化检测(Verbesselt等, 2010). BFAST算法基于STL滤波, 采用基于普通最小二乘残差的滑动求和进行季节性信号和趋势变化检验. 由于 T'_k 为扣除季节项后的残差, 此时仅需考虑测站趋势项. BFAST检验结果如图5所示. 从图5可以看出, 在95%的置信区间内测站TCMS和TNML的运动趋势分别在历元2009.5384和2009.1493时刻发生显著性改变.

测站TCMS和TNML的季节性信号调制异常以及其运动趋势发生改变的原因需进一步研究, 本文仅作初步分析. 李昭等(2012)分析了测站TCMS(2004.0697~2010.1795)和TNML(2002.4808~2010.1795)高程时间序列的噪声特性, 结果发现其地表负载改正前后噪声模型没有变化, 表明其趋势变化并不是由地表负载引起. 另外, 测站TCMS和TNML所处区域在趋势发生变化历元前后也无地震等事件发生, 且无地下水抽取等人为活动, 因此本文推测造成测站运动趋势发生改变的原因可能与该地区的地质构造运动有关(Hwang等, 2009), 且很有可能是由于缓慢滑坡所致(Hsu等, 2014).

4.3 IGS 测站速度和速度不确定度分析

依据上述分析结果, 本文根据Wang等(2012)和姜卫平等(2013)的结论, 利用MLE在白噪声(WN)+FN

表3 中国区域10个IGS站Kendall's tau检验结果

测站	τ	P	H_0
BJFS	0.724	$\approx 2.22 \times 10^{-16}$	Reject
KUNM	-0.598	$\approx 2.22 \times 10^{-16}$	Reject
LHAZ	0.821	$\approx 2.22 \times 10^{-16}$	Reject
SHAO	-0.757	$\approx 2.22 \times 10^{-16}$	Reject
WUHN	0.930	$\approx 2.22 \times 10^{-16}$	Reject
TCMS	-0.206	$\approx 2.22 \times 10^{-16}$	Reject
TNML	-0.0337	0.0017988	Reject
TWTF	0.928	$\approx 2.22 \times 10^{-16}$	Reject
GUAO	0.713	$\approx 2.22 \times 10^{-16}$	Reject
URUM	0.837	$\approx 2.22 \times 10^{-16}$	Reject

模型下计算了中国区域各IGS站的速度及其不确定度, 结果列于表4. 同时, 为了对比将SOPAC的结果一并列于表中.

从表4中的速度大小来看, 测站LHAZ、WUHN和URUM的速度与SOPAC的结果差异较大, 但测站WUHN和URUM的速度符号与表3中的 τ 值相一致, 而与SOPAC的速度符号相反(表3). 测站KUNM的速度符号与表3中的 τ 值相反, 这可能是计算 τ 值时, 没有考虑测站坐标之间的相关性造成的(Hamed和Rao, 1998). 由于本文采用MLE同时解算速度以及噪声参数, 而SOPAC采用LS估计, 解算方法的不同是导致速度估值差异较大的主要原因. 除LHAZ、WUHN和URUM测站外, 测站BJFS、KUNM、SHAO、GUAO以及TWTF与SOPAC的结果在95%的置信区间内(2σ)一致. 同时, 注意到测站TCMS、TNML的运动趋势均发生了显著的反向变化, 由于趋势变化后的时间跨度较短, 因而速度不确定度估值较大(表4).

进一步从速度误差来看, 除BJFS站外, 本文计算的速度不确定度均小于SOPAC的结果. 需要说明的是, SOPAC发布的测站速度不确定度是利用LS模型(趋势项+周年项+半周年项+WN模型)计算出各参数后(包括速度), 在FN模型下采用Williams(2003b)中的简化公式计算得到的, 且仅限于速度项(Dong D, 个人交流, 2015). 虽然SOPAC采用的是简化公式, 但与严密公式的结果差异不大, 因而与本文的结果仍具可比性. 本文估计的速度不确定度优于SOPAC的结果, 主要原因是本文采用STL滤波提取了较为精确的季节性信号. 特别地, SOPAC给出的测站TCMS和

图5 BFAST 检验结果图

(a) TCMS, (b) TNML, 黑色实线为扣除季节性分量后的时间序列, 水平折线为常规线性回归趋势项, 水平工字线表征 95% 的置信区间, 垂直虚线为断点示意图

TNML 的速度误差均大于速度估值(表4), 这显然是由于 SOPAC 没有考虑到上述测站的运动趋势已发生显著变化所致。

5 结论

本文利用 SOPAC 提供的中国区域 10 个 IGS 站原始高程时间序列, 在数据预处理后, 对其季节性信号和长期趋势进行了分析和讨论。相对于常规谐波模型, 本文采取一种“两步法”策略进行分析, 即首先采用具有非参数特性的 STL 滤波来提取季节性信号, 以

获取调制变化特征; 在扣除季节性信号之后, 对其趋势显著性进行非参数 Kendall's τ 检验, 最后根据检验结果再采用 MLE 在 WN+FN 模型下解算测站的速度及其不确定度。本文的主要结论如下:

(1) 通过模拟实验表明, 当时间序列仅含 WN 时, STL 能精确地提取季节性信号和长期趋势; 而当时间序列包含 FN 时, STL 滤波仍能提取到可靠的季节性信号, 但提取的趋势项会被低估。

(2) 中国区域 10 个 IGS 站高程方向均表现出强烈的季节性变化, 振幅范围约为 4~9mm, 且部分测站季节性信号的相位和振幅发生明显的调制变化。

表4 中国区域IGS站高程速度及其不确定度估计

测站	本文(mm/a)	SOPAC(mm/a)
BJFS	2.584±0.33	2.01±0.29
KUNM	1.312±0.22	1.58±0.31
LHAZ	0.531±0.16	1.26±0.21
SHAO	-1.672±0.21	-1.39±0.25
WUHN	3.230±0.10	-0.46±0.27
TCMS	0.951±0.12 ^{a)} -7.300±0.50 ^{b)} -0.546±0.16 ^{c)} -0.242±0.14 ^{d)}	-0.16±0.22
TNML	4.544±0.70 ^{e)} 0.638±0.20 ^{f)}	-0.22±0.27
TWTF	2.839±0.12	3.46±0.58
GUAO	0.849±0.20	0.85±0.29
URUM	3.574±0.31	-1.11±0.44

a) 历元2002.4781~2009.5384, b) 历元2009.5411~2014.7521, c) 整个序列, d) 历元2002.4781~2009.1490, e) 历元2009.1521~2014.7521, f) 整个序列

(3) 对扣除季节性信号后的残差时间序列进行Kendall's tau检验表明, 在99%的置信区间内中国区域10个IGS站均存在显著的趋势项; 同时, 进一步的BFAST检验表明, 在95%的置信区间内测站TCMS和TNML的趋势发生了显著性改变。

(4) 本文基于“两步法”策略解算的测站速度不确定度比SOPAC的结果精度高。

然而, 本文在下列方面仍需进一步研究。首先, 本文没有评估STL提取的季节性信号精度, 也没有深入分析产生季节性信号的物理机制, 这两者均有助于将来进一步提高GPS时间序列分析的精度; 其次, 本文仅在WN+FN模型下估计了测站高程方向速度及其不确定度, 没有进一步分析不同季节性信号建模方法对最优噪声模型的影响。最后, 在数据预处理时, 本文也未考虑大气压负载、非潮汐海洋负载、积雪深度及土壤湿度负载等引起的非构造形变对测站位移的影响, 下一步将采用相应的地球物理模型对GPS时间序列进行改正, 以更合理地估计测站的长期趋势。

致谢 感谢审稿专家提出的宝贵建议; 感谢SOPAC提供了本文分析所需的GPS数据; 感谢董大南教授提供QOCA软件以及对SOPAC结果的说明; 感谢姜卫平教授关于谱分析的讨论; 感谢德国斯图加特大学的Chen Q博士提供其计算结果及关于结果的讨论。本文部分图件采用GMT软件绘制。

参考文献

- 姜卫平, 李昭, 刘鸿飞, 赵倩. 2013. 中国区域IGS基准站坐标时间序列非线性变化的成因分析. 地球物理学报, 56: 2228–2237
- 姜卫平, 夏传义, 李昭, 郭启幼, 张顺期. 2014. 环境负载对区域GPS基准站时间序列的影响分析. 测绘学报, 43: 1217–1223
- 姜卫平, 周晓慧. 2014. 澳大利亚GPS坐标时间序列跨度对噪声模型建立的影响分析. 中国科学: 地球科学, 44: 2461–2478
- 蒋志浩, 张鹏, 秘金钟, 李志才. 2009. 基于CGCS2000的中国地壳水平运动速度场模型研究. 测绘学报, 38: 471–476
- 李昭, 姜卫平, 刘鸿飞, 屈小川. 2012. 中国区域IGS基准站坐标时间序列噪声模型建立与分析. 测绘学报, 41: 496–503
- 明锋, 杨元喜, 曾安敏, 景一帆. 2016. 顾及有色噪声的GPS位置时间序列中断探测法. 武汉大学学报信息科学版, 41:1–8. doi: 10.13203/j.whugis20140603
- 田云锋, 沈正康. 2011. GPS观测网络中共模分量的相关加权叠加滤波. 地震学报, 33: 198–208
- 张飞鹏, 董大南, 程宗颐, 程明康, 黄城. 2002. 利用GPS监测中国地壳的垂向季节性变化. 科学通报, 47: 1370–1377
- 朱文耀, 符养, 李彦. 2003. GPS高程导出的全球高程震荡运动及季节变化. 中国科学D辑: 地球科学, 33: 470–481
- Borsa A A, Agnew D C, Cayan D R. 2014. Ongoing drought-induced uplift in the western United States. Science, 345: 1587–1590
- Bennett R A. 2008. Instantaneous deformation from continuous GPS: Contributions from quasi-periodic loads. Geophys J Int, 174: 1052–1064
- Chen Q, Van Dam T, Sneeuw N, Collilieux X, Weigelt M, Rebischung P. 2013. Singular spectrum analysis for modeling seasonal signals from GPS time series. J Geodyn, 72: 25–35
- Cleveland R B, Cleveland W S, Mcrae J E, Terpenning I. 1990. STL: A seasonal-trend decomposition procedure based on loess. J Off Stat, 6: 3–73
- Davis J L, Wernicke B P, Tamisiea M E. 2012. On seasonal signals in geodetic time series. J Geophys Res, 117: B01403, doi: 10.1029/2011JB008690
- Dong D, Fang P, Bock Y, Chen M K, Miyazaki S. 2002. Anatomy of apparent seasonal variations from GPS-derived site position time series. J Geophys Res, 107: B4, doi: 10.1029/2001JB000573
- Dong D, Fang P, Bock Y, Webb F, Prawirodirdjo L, Kedar S, Jamason P. 2006. Spatiotemporal filtering using principal component analysis and Karhunen-Loeve expansion approaches for regional GPS network analysis. J Geophys Res, 111: B03405, doi: 10.1029/2005JB003806
- Freymueller, J. 2009. Seasonal position variations and regional reference frame realization, In: Drewes H, ed. Geodetic Reference Frames, International Association of Geodesy Symposia. vol. 134. Berlin and New York: Springer Verlag. 191–196
- Gazeaux J, Williams S, King M, Bos M, Dach R, Deo M, Moore A W, Ostini L, Petrie E, Roggero M, Teferle F N, Olivares G, Webb F H. 2013. Detecting offsets in GPS time series: First results from

- the detection of offsets in GPS experiment. *J Geophys Res*, 118: 2397–2407
- Hamed K H, Rao A R. 1998. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *J Hydrol*, 204: 182–196
- Hassan A A, Jin S. 2014. Lake level change and total water discharge in East Africa Rift Valley from satellite-based observations. *Glob Planet Change*, 117: 79–90
- Hsu Y, Chen R, Lin C, Chen H, Yu S. 2014. Seasonal, long-term, and short-term deformation in the Central Range of Taiwan induced by landslides. *Geology*, 42: 991–994
- Hwang, C, Kao R, Cheng C C, Huang J F, Lee C W, Sato T. 2009. Results from parallel observations of superconducting and absolute gravimeters and GPS at the Hsinchu station of Global Geodynamics Project, Taiwan. *J Geophys Res*, 114: B7, doi: 10.1029/2008JB006195
- Isotta F, Martius O, Sprenger M, Schwierz C. 2008. Long-term trends of synoptic-scale breaking Rossby waves in the Northern Hemisphere between 1958 and 2001. *Int J Climatol*, 28: 1551–1562
- Kendall M G. 1975. Rank Correlation Measures. London: Charles Griffin. 202
- Langbein J. 2008. Noise in GPS displacement measurements from Southern California and Southern Nevada. *J Geophys Res*, 113, B05405, doi: 10.1029/2007JB005247
- Mao A, Harrison C G A, Dixon T H. 1999. Noise in GPS coordinate time series. *J Geophys Res*, 104: 2797–2816
- Nikolaidis R. 2002. Observation of geodetic and seismic deformation with the Global Positioning System. Doctoral Dissertation. San Diego: University of California San Diego
- Penna N T, Stewart M P. 2003. Aliased tidal signatures in continuous GPS height time series. *Geophys Res Lett*, 30: 2184, doi: 10.1029/2003GL018828
- Ray J, Altamimi Z, Collilieux X, Van Dam T. 2008. Anomalous harmonics in the spectra of GPS position estimates. *GPS Solut*, 12: 55–64
- Serpelloni E, Faccenna C, Spada G, Dong D, Williams S D P. 2013. Vertical GPS ground motion rates in the Euro-Mediterranean region: New evidence of velocity gradients at different spatial scales along the Nubia-Eurasia plate boundary. *J Geophys Res*, 118: 6003–6024
- Shamsudduha M, Taylor R G, Longuevergne L. 2012. Monitoring groundwater storage changes in the highly seasonal humid tropics: Validation of GRACE measurements in the Bengal Basin. *Water Resour Res*, 48: W02508, doi: 10.1029/2011WR010993
- Shen Y, Li W, Xu G, Li B. 2014. Spatiotemporal filtering of regional GNSS network's position time series with missing data using principle component analysis. *J Geodesy*, 88: 1–12
- Tesmer V, Steigenberger P, Rothacher M, Boehm J, Meisel B. 2009. Annual deformation signals from homogeneously reprocessed VLBI and GPS height time series. *J Geodesy*, 83: 973–988
- Van Dam T, Wahr J, Milly P C D, Shmakin A B, Blewitt G, Lavallée D, Larson K M. 2001. Crustal displacements due to continental water loading. *Geophys Res Lett*, 28: 651–654
- Verbesselt J, Hyndman R, Newnham G, Culvenor D. 2010. Detecting trend and seasonal changes in satellite image time series. *Remote Sens Environ*, 114: 106–115
- Wang W, Zhao B, Wang Q, Yang S. 2012. Noise analysis of continuous GPS coordinate time series for CMONOC. *Adv Sp Res*, 49: 943–956
- Wdowski S, Bock Y, Zhang J, Fang P, Genrich J. 1997. Southern California permanent GPS geodetic array: Spatial filtering of daily positions for estimating co-seismic and post-seismic displacements induced by the 1992 Landers earthquake. *J Geophys Res*, 102: 18057–18070
- Williams S D P. 2003a. Offsets in Global Positioning System time series. *J Geophys Res*, 108: B6, doi: 10.1029/2002JB002156
- Williams S D P. 2003b. The effect of coloured noise on the uncertainties of rates estimated from geodetic time series. *J Geodesy*, 76: 483–494
- Williams S D P, Bock Y, Fang P, Jamason P, Nikolaidis R, Prawirodirdjo L, Miller M, Johnson D. 2004. Error analysis of continuous GPS position time series. *J Geophys Res*, 109: B03412, doi: 10.1029/2003JB002741
- Zhang J, Bock Y, Johnson H, Fang P, Williams S, Genrich J, Wdowski S, Behr J. 1997. Southern California permanent GPS geodetic array: Error analysis of daily position estimates and site velocities. *J Geophys Res*, 102: 18035–18055
- Zou R, Freymueller J T, Ding K, Yang S, Wang Q. 2014. Evaluating seasonal loading models and their impact on global and regional reference frame alignment. *J Geophys Res*, 119: 1337–1358