DOI: 10.12265/j.gnss.2021020702

验潮站坐标时间序列特性分析

付杰1,熊常亮2,3,孙喜文4,贺小星1,朱冀星1

(1. 华东交通大学 土木建筑学院,南昌 330013;
2. 中国科学院精密测量科学与技术创新研究院,武汉 430077;
3. 中国科学院大学,北京 100049;
4. 陕西铁路工程职业技术学院,陕西 渭南 714000)

摘 要: 文中以 298 个验潮站作为研究对象,采用广义高斯-马尔科夫模型 (GGM)、自回归 滑动平均模型 (ARMA) 以及分形自回归聚合滑动平均模型 (ARFIMA) 三种模型, 对验潮站坐标 时间序列噪声模型特性及海平面变化趋势进行估计分析,并探讨了时间跨度对验潮站速度估计 的影响.实验结果表明:验潮站坐标时间序列主要呈现为 ARFIMA(1,0)、ARFIMA(2,2)、ARMA (1,0) 噪声特性; 验潮站速度估计结果表明 64.77% 的站点速度值所处区间为 0~4 mm/a, 平均海 平面速度为 1.25 mm/a, 整体处于上升趋势. 随着时间跨度的增加, 验潮站坐标序列速度不确定度 逐渐由发散趋于收敛, 大于 110 a 的时间跨度有助于获取稳健的验潮站速度估计值.

关键词:验潮站;时间序列;自回归滑动平均模型 (ARMA);分形自回归聚合滑动平均模型 (ARFIMA); 时间跨度;速度

中图分类号:P228.4 文i

文献标志码: A 文

文章编号:1008-9268(2021)04-0070-06

0 引 言

验潮站坐标时间序列被广泛应用于海平面变 化、潮汐模型的建立及海洋垂直基准建立等科学研 究和工程建设[1-2].利用验潮站坐标时间序列反演海 平面变化速度,对于气候变化、海洋灾害、海岸带建 设具有重大意义[3-5]. 如何获取精确的海平面速度值 已成为时下的研究热点. 文献 [6] 结合越南沿岸 13 个 验潮站和卫星测高数据分析发现,越南近海海平面出 现较强的季节性特征,表现出南高北低的情况,在 1993—2015年间越南近海整体上升速度为 3.18 mm/a, 沿岸验潮站海平面上升速度达到 4.10 mm/a. 文献 [7] 采用奇异谱分析+自回归滑动平均 (ARMA) 模型 对日本近海海平面变化及地壳垂直变化进行预测,发 现组合模型计算结果准确度更高. 验潮站坐标时间序 列中的噪声模型选用不当,会造成速度及不确定度的 有偏估计¹⁸¹.常选用一阶与五阶自回归模型 (AR)作 为噪声模型以降低其偏差^[9-10]. 文献 [11] 使用 Hector 软件对全球 589 个验潮站的坐标序列进行噪声模型 估计,结果表明验潮站的最优噪声模型除 AR 模型 外,还有分形自回归聚合滑动平均模型 (ARFIMA) 和高斯-马尔科夫模型 (GGM).此外,AR 模型实际上是ARMA 模型的特殊情况,采用 ARMA 模型能够更精细的表征验潮站坐标序列的噪声模型^[12].

基于此,本文在文献 [11] 的基础上,提出采用不同阶数的 ARMA、ARFIMA 及 GGM 模型,利用贝叶 斯信息量 (BIC) 准则对全球范围内 298 个验潮站坐 标序列进行参数估计,从而对验潮站坐标时间序列噪 声模型特性,以及海平面变化趋势进行分析.最后,以 长周期观测站点不同时间跨度的速度年平均变化量, 探讨时间跨度对于速度估计的影响.

1 噪声模型与速度估计方法

1.1 最优噪声模型估计准则

传统的极大似然估计方法 (MLE) 可估计噪声类型、测站速度等参数, 但当未知参数过多, 即噪声模型逐渐复杂化时, 会出现有偏估计^[13].因此, 文中选用 BIC 准则估计最优噪声模型, 其原理^[1415] 如下:

$$BIC = -2\ln(L) + k\ln(n).$$
(1)

式中:L为似然函数;k为所拟合噪声模型中参数数

收稿日期:2021-02-07

资助项目:国家自然科学基金项目(42104023, 42061077);江西省自然科学基金项目(20202BAB214029, 20202BABL214055); 江西省教育厅科学技术研究项目(GJJ200639, GJJ171293);江西省教育科学规划课题(21YB072) 通信作者:贺小星 E-mail: hexiaoxing@whu.edu.cn

量; n为观测值数目.考虑到验潮站坐标时间序列噪声的复杂性,选取 ARMA、AMFIMA 及 GGM 三种噪声模型,利用 BIC 准则进行最优噪声估计.若 BIC 值越小,则表明所选取的模型越接近最优模型.

1.2 验潮站速度估计模型

噪声模型辨识是影响测站速度不确定度估计的 重要因素.利用线性回归法对验潮站速度进行拟合估 计,噪声模型对速度的准确估计^[16-17]如下所示:

$$m_{\nu} \approx \sqrt{\frac{A_{\rm PL}^2}{\Delta T^{2-\frac{\kappa}{2}}} \times \frac{\tau(3-\kappa) \times (4-\kappa) \times (N-1)^{\kappa-3}}{\left[\tau\left(2-\frac{\kappa}{2}\right)\right]^2}}.$$
 (2)

式中:N为观测值序列长度;κ为估计谱指数;ΔT为采 样率;A_{PL}为噪声振幅;τ为伽玛函数.

2 验潮站坐标时间序列特性分析

选取在全球范围内的 298 个数据缺失率低且时 间跨度长的验潮站进行实验分析,观测数据来自平均 海平面永久服务网站¹¹⁸. 验潮站数据缺失率最大不超 过 10%,平均缺失率为 2.33%,统计结果如图 1 所示. 时间跨度最短为 30 a,最长为 170.5 a,平均跨度为 66 a. 如图 2 所示.在所选站点中,66.44%的站点时间跨度 所处区间在 30~70 a.



2.1 验潮站最优噪声模型估计

对所选的 298 个验潮站按 GGM、ARMA 和 AR-FIMA 三种噪声模型进行最优模型估计,按上述 BIC 准则进行最佳模型判断.考虑到在 ARMA 和 ARFIMA 模型中设置合适的自回归模型阶数 *p* 与滑动平均模 型阶数 *q* 可以获得更精确的噪声于速度估计结果.因 此在 ARMA 和 ARFIMA 模型中分别选用 1≤*p*≤5, 0≤*q*≤5 (*p*,*q* 取整数) 各 30 种模型进行最优噪声模 型估计.最优模型估计结果如表 1 所示.由表 1 分析 可知,验潮站时间序列噪声模型具有一定的多样性, 其中主要表现为 ARFIMA 模型特性,部分为 ARMA 模型特性,而 GGM 模型特性占比仅为 1.34%.

表1 最优噪声模型估计结果

模型	测站数	占比/%
ARFIMA	190	63.76
ARMA	104	34.90
GGM	4	1.34

选取不同阶数的 ARMA(*p*, *q*) 与 ARFIMA(*p*, *q*) 模型估计结果如表 2 与表 3 所示.由表中结果可得,在 ARFIMA 模型中,最优噪声模型主要集中在 *p*=1 和 *p*=2 的低阶项,分别占比为 43% 和 45%,其中 ARFIMA(1,0) 和 ARFIMA(2,2) 在低阶模型中占比最高.

表 2 不同阶数 ARFIMA 模型估计结果

噪声模型	站点数	噪声模型	站点数
ARFIMA(1,0)	72	ARFIMA(3,3)	7
ARFIMA(1,1)	9	ARFIMA(3,4)	2
ARFIMA(1,2)	1	ARFIMA(3,5)	1
ARFIMA(1,3)	0	ARFIMA(4,0)	0
ARFIMA(1,4)	0	ARFIMA(4,1)	0
ARFIMA(1,5)	0	ARFIMA(4,2)	6
ARFIMA(2,0)	0	ARFIMA(4,3)	0
ARFIMA(2,1)	0	ARFIMA(4,4)	0
ARFIMA(2,2)	58	ARFIMA(4,5)	1
ARFIMA(2,3)	21	ARFIMA(5,0)	0
ARFIMA(2,4)	5	ARFIMA(5,1)	0
ARFIMA(2,5)	0	ARFIMA(5,2)	4
ARFIMA(3,0)	3	ARFIMA(5,3)	0
ARFIMA(3,1)	0	ARFIMA(5,4)	0
ARFIMA(3,2)	0	ARFIMA(5,5)	0

		-	-
噪声模型	站点数	噪声模型	站点数
ARMA(1,0)	44	ARMA(3,3)	0
ARMA(1,1)	9	ARMA(3,4)	3
ARMA(1,2)	4	ARMA(3,5)	0
ARMA(1,3)	0	ARMA(4,0)	2
ARMA(1,4)	0	ARMA(4,1)	0
ARMA(1,5)	0	ARMA(4,2)	0
ARMA(2,0)	5	ARMA(4,3)	3
ARMA(2,1)	0	ARMA(4,4)	1
ARMA(2,2)	1	ARMA(4,5)	0
ARMA(2,3)	5	ARMA(5,0)	0
ARMA(2,4)	3	ARMA(5,1)	0
ARMA(2,5)	2	ARMA(5,2)	2
ARMA(3,0)	1	ARMA(5,3)	0
ARMA(3,1)	0	ARMA(5,4)	0
ARMA(3,2)	19	ARMA(5,5)	0

表 3 不同阶数 ARMA 模型估计结果

在 ARMA 模型中,同样是低阶项占比较高,最优参数模型为 ARMA(1,0),占总数的 42.31%. ARMA 模型与 ARFIMA 模型分布不同, *p*=3 的占比达 22%. 而具体表现为 ARMA(3,2) 模型特性的站点较多,符合 ARFIMA 模型或 ARMA 模型特点的站点主要集中在 1~3 阶.

综上所述,可得:1) 验潮站时间序列主要表现为 ARFIMA 和 ARMA 模型特性,其中 ARFIMA 模型占 比更高;2) 而在不同阶的 ARFIMA 和 ARMA 噪声模 型中,噪声模型主要表现为 ARFIMA(1,0)、ARFIMA (2,2)、ARMA (1,0) 3 种低阶模型.

2.2 验潮站速度分析

验潮站站点主要分布于欧洲、北美东部和西北 部、俄罗斯北部、中国东南部以及日本沿海地区,速 度估计与统计结果分别如图 3 与图 4 所示.在所选验 潮站中,速度变化差异较为明显,主要集中在 0~ 4 mm/a 区间内,占所有站点数的 64.77%.其中,验潮 站上升速度最大的是位于日本的 KAMAISI II 站,达 到 9.14 mm/a,下降速度最大的是位于美国的 KODIAK ISLAND 站,达到-9.22 mm/a.

在欧洲北部出现大量站点速度值为负的情况,且 越靠近波的尼亚湾区域验潮站速度越大.该情况可能 的原因是该水域沿岸地区水表层会出现由北向南的 水输送,而从奥兰海回流到波的尼亚湾的深层水团需 要超过 8 个月的时间,导致该地区海平面长期处于下降趋势^[19].



日本地区海域附近出现海平面上升和下降速度 均超过 5 mm/a 的站点,与文献 [7] 中的计算结果相 一致. 主要原因是日本地区地壳运动频繁,因此东北 部沿岸地区的地面垂直变化速度远大于海平面变化 速度,导致该地区的海平面比其他区域上升更快,而 西南部正好相反,地壳垂直变化小于海平面变化速 度,因此才形成北高南低的海平面现象.

由此可以得出:地壳的变化对海平面变化具有一定的影响,但总体来看,验潮站速度分布依然具有一定的规律性,低纬度地区验潮站普遍处于上升趋势, 在靠近 30°N的地区出现验潮站上升速度超过 5 mm/a的站点,而表现出验潮站速度负增长趋势的 站点,集中分布在 60°N 地区,海平面整体处于上升 趋势.

2.3 时间跨度对噪声模型估计的影响

时间跨度对于时间序列的噪声模型存在一定的 影响.基于此,选取不同时间跨度区间内验潮站对其 噪声模型占比进行统计,如表4所示.

时间跨度/a	测站数	ARMA/%	ARFIMA/%	GGM/%
30~50	115	40.0	58.3	1.7
>70	100	32.0	66.0	2.0

么陨市分量占比

由表4可得,在长时间序列下,ARFIMA 模型的 比重上升,ARMA 模型比重下降,GGM 模型变化不 大,表明 ARFIMA 模型对于长跨度时间序列具有更 好的适用性.

2.4 时间跨度对验潮站速度影响分析

恚 ₄

已有研究表明时间跨度对于验潮站速度估计会 产生显著影响^[20].本文选取时间跨度大于 150 a 的 9个站点,采用 50 a、70 a、90 a、100 a、110 a、120 a、 130 a、140 a、150 a 总计 9 种时间跨度进行速度分 析,速度估计结果如图 5 所示.对图 5 进行分析可得, 验潮站一般在最短时间跨度,即 50 a 时速度值达到 最大,而在此时间跨度中,所测站点中速度最大为 图 5(f) HOEK VAN HOLLAND 站,达到 2.758 mm/a,最 小的则为图 5(a) SWINOUJSCIE 站,速度为 1.706 mm/a. 随时间跨度的增加,站速度值逐渐趋于平稳,在 150 a 时验潮站速度减少到一个较低的数值.在这个时间跨 度中验潮站速度最大的是图 5(f) HOEK VAN HOL-LAND 站,速度为 2.339 mm/a,最小的是图 5(a) SWIN-OUJSCIE 站,速度为 1.188 mm/a;以折线图的变化趋 势进行分析,时间跨度对验潮站速度的影响较大, 5 个站点都会在时间跨 50~70 a 中速度发生大幅度 下降,而随后下降速度开始变缓,并且在时间跨度为 110 a 左右逐渐趋于平稳.



图 5 时间跨度对验潮站速度影响分析

考虑到 150 a 以上观测站点较少,为获得更稳健的时间跨度估计尺度.选取时间跨度大于 110 a 的 22 个站点进行分析,以各个时间跨度所对应的速度 值作差,定量反映不同时间跨度对速度值造成的影 响,差值结果如表 5 所示.

由表 5 中结果可得, 平均速度变化量最大的是 50 a 与 70 a, 平均变化量达 0.619 1 mm/a, 远超 70 a 与 90 a 时间段内的年平均变化量,表明在该时间跨度内验潮站速度的变化十分剧烈.由此可见,随着时间跨度的增加,验潮站速度逐渐会由发散趋于平稳,与前述的 9 个站点结果具有一致性.同样计算时间跨度大于 150 a 的 9 个站点速度值的年平均变化量,结果如表 6 所示.

表 5 不同时间跨度速度变化值

时间跨度/a	平均变化量/(mm·a ⁻¹)
50~70	0.619 1
70~90	0.1674
90~110	0.150 0

表 6 不同时间跨度速度变化量

时间跨度/a	平均变化量/(mm·a ⁻¹)
50~70	0.281 9
70~110	0.270 6
110~150	0.077 0
50~150	0.530 1

在 110 a 和 150 a 时间段内, 验潮站速度平均年 变化量仅为 0.077 mm/a, 相较于 70 a 与 110 a 时间段 速度变化量依然有较大幅度的下降, 表明验潮站速度 值已经趋于平稳. 基于此, 验潮站速度在长时间跨度 的条件下估算值会更加稳定, 在采用验潮站坐标时间 序列进行高精度地球物理应用研究时, 尤其是在速度 方面, 应重视时间跨度对速度的影响, 且尽量采用时 间跨度大于 110 a 的站点来进行分析.

3 结束语

文中以全球 298 个验潮站点为研究对象,采用 GGM、ARMA 和 ARFIMA 三种模型探讨验潮站坐标 时间序列特性,得出以下结论:

1) 文中所选 298 个验潮站中时间序列跨度主要 在 30~70 a 内, 占比 66.44%. 各站点最优估计模型主 要表现为 ARFIMA 和 ARMA 模型, 又以 ARFIMA(1, 0)、ARFIMA(2,2) 和 ARMA(1,0) 三种低阶模型的站 点占比最高.

2) 在验潮站时间序列速度估计中,上升速度最大的是位于日本的 KAMAISI II 站,达到 9.14 mm/a,下降速度最大的是位于美国的 KODIAK ISLAND站,达到-9.22 mm/a,速度值主要集中于 0~4 mm/a 区间内,占所有站点数的 64.77%,平均海平面速度为 1.25 mm/a,整体处于上升趋势.并且验潮站速度分布具有一定的规律性,低纬度地区速度普遍上升,速度负增长站点主要分布于 60°N 地区.

3)通过计算长时间跨度站点的速度年平均变化 量,表明时间跨度对验潮站速度估计有较大影响.随 着时间跨度的增加,验潮站速度与年均变化量皆逐渐 减小.当时间跨度达到110 a 后,速度值逐渐趋于平稳,可得110 a 是较为理想的速度估计尺度.同时,验潮站速度的多方面影响因素有待进一步研究.

参考文献

- [1] 翟国君,黄谟涛.海洋测量技术研究进展与展望[J].测绘学报,2017,46(10):1752-1759.
- [2] 程文. 基于GPS信噪比观测值的水位反演研究[J]. 全球定位 系统, 2020, 45(1): 105-109.
- [3] NICHOLLS R J, CAZENAVE A. Sea-level rise and its impact on coastal zones[J]. Science, 2010, 328(5985): 1517-1520. DOI: 10.1126/science.1185782
- [4] 张永垂,禹凯,史剑,等.海平面年际变化研究进展[J].海洋 预报,2018,35(1):95-102.
- [5] 侯恺昕, 张胜军, 孔祥雪. 基于验潮站资料的HY-2A测高数 据质量评定[J]. 海洋学报(中文版), 2019, 41(7): 136-142.
- [6] 李大炜,李建成,团文征.利用卫星测高与验潮站数据监测 越南近海海平面变化[J].测绘通报,2017(6):1-4.
- [7] 牛余朋,郭金运,袁佳佳,等.集成奇异谱分析和自回归滑 动平均预测日本近海海平面变化[J].地球物理学报,2020, 63(9): 3263-3274.
- [8] BURGETTE R J, WATSON C S, CHURCH J A, et al. Characterizing and minimizing the effects of noise in tide gauge time series: relative and geocentric sea level rise around Australia[J]. Geophysical journal international, 2013, 194(2): 719-736. DOI: 10.1093/gji/ggt131
- [9] NEREM R S, CHAMBERS D P, CHOE C, et al. Estimating mean sea level change from the TOPEX and Jason altimeter missions[J]. Marine geodesy, 2010, 33(S1): 435-446. DOI: 10.1080/01490419.2010.491031
- [10] CHURCH J A, WHITE N J. Sea-level rise from the late 19th to the early 21st century[J]. Surveys in geophysics, 2011, 32(4): 585-602. DOI: 10.1007/s0712-011-9119-1
- [11] BOS M S, WILLIAMS S D P, ARAUJO I B, et al. The effect of temporal correlated noise on the sea level rate and acceleration uncertainty[J]. Geophysical journal international, 2014, 196(3): 1423-1430. DOI: 10.1093/gji/ggt481
- [12] MONTILLET J P, MELBOURNE T I, SZELIGA W M. GPS vertical land motion corrections to sea-level rise estimates in the Pacific northwest[J]. Journal of geophysical research: oceans, 2018, 123(6): 1196-1212. DOI: 10.1002/2017JC 013257
- [13] 李昭,姜卫平,刘鸿飞,等.中国区域IGS基准站坐标时间序 列噪声模型建立与分析[J]. 测绘学报, 2012, 41(4): 496-503.
- [14] HE X X, MONTILLET J P, HUA X H, et al. Noise analysis for environmental loading effect on GPS position time series[J]. Acta geodynamica et geomaterialia, 2017, 14(1):

131-142. DOI: 10.13168/Agg.2016.0034

- [15] 马飞虎,岳祥楠,贺小星,等. CME 对 IGS 基准站坐标序列 噪声模型及速度估计影响分析[J]. 全球定位系统, 2019, 44(5): 47-54.
- [16] BOS M S, FERNANDES R M S, WILLIAMS S D P, et al. Fast error analysis of continuous GPS observations[J]. Journal of geodesy, 2008, 82(3): 157-166. DOI: 10.1007/ s00190-007-0165-x
- [17] BOS M S, FERNANDES R M S, WILLIAMS S D P, et al. Fast error analysis of continuous GNSS observations with missing data[J]. Journal of geodesy, 2013, 87(4): 351-360. DOI: 10.1007/s00190-012-0605-0
- [18] HOLGATE S J, MATTHEWS A, WOODWORTH P L, et al. New data systems and products at the permanent service for mean sea level[J]. Journal of coastal research, 2013, 29(3):

493-504. DOI: 10.2112/JCOASTRES-D-12-00175.1

- [19] HÅKANSSON B, ALENIUS P, BRYDSTEN L. Physical environment in the Gulf of Bothnia[J]. Ambio a journal of the human environment, 1996: 5-12.
- [20] 刘聚, 暴景阳, 许军. 相对海平面变化时段选择效应分析[J]. 武汉大学学报(信息科学版), 2021, 46(1): 79-87.

作者简介

付杰 (1999—), 男, 硕士研究生, 主要研究方向 为工程灾害监测与预报.

熊常亮 (1998—), 男, 硕士研究生, 主要研究方 向为 GNSS 数据处理与惯性导航.

孙喜文 (1993—), 女, 硕士, 主要研究方向为交 通卫星导航及 GNSS 数据处理分析.

Characteristic analysis of coordinate time series of tide gauge station

FU Jie¹, XIONG Changliang^{2,3}, SUN Xiwen⁴, HE Xiaoxing¹, ZHU Jixing¹

(1. School of Civil Engineer and Architecture, East China Jiaotong University, Nanchang 330013, China;

2. Innovation Academy for Precision Measurement Science and Technology, Chinese Academy of Sciences,

Wuhan 430077, China;

University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China;
 Shaanxi Railway Institute, Weinan 714000, China)

Abstract: In this paper, 298 tide gauge stations are used as the research object, and three models of generalized gauss markov (GGM) noise model, autoregressive moving average (ARMA) noise model and Autoregressive fractionally integrated moving average (ARFIMA) noise model are used to estimate the noise model characteristics of the coordinate time series of tide gauge stations and the trend of sea level changes. The influence of time span on the velocity estimation of tide gauge stations analyzed and discussed. The experimental results show that the noise characteristics of coordinate time series of tide gauge stations results of tide gauge stations are mainly ARFIMA(1,0), ARFIMA(2,2), ARMA (1,0); the velocity estimation results of tide gauge stations show that 64.77% of the station velocity values are in the interval of 0 mm/a to 4 mm/a, and the average sea level velocity is 1.25 mm/a, which is on an upward trend. As the time span increases, the velocity uncertainty of the coordinate sequence, of the tide gauge stations, gradually tends to converge from divergence, and a time span more than 110 a helps to obtain a robust estimate of the tide gauge station velocity.

Keywords: tide gauge station; time series; autoregressive moving average (ARMA); autoregressive fractionally integrated moving average (ARFIMA); time span; velocity