

基于时间序列分解的海面变化预测

俞肇元, 袁林旺, 谢志仁, 孙 健, 董华军

(南京师范大学虚拟地理环境教育部重点实验室, 江苏 南京 210097)

[摘要] 对吴淞站 1955 ~ 2001 年月平均潮位序列采用时间序列分解方法进行分析, 采用奇异谱分析方法提取长期趋势, 采用比率平均法和剩余法分别提取季节因素和循环变化, 应用乘法模型拟合试验的效果良好. 以 1955 ~ 1996 年数据为基础, 建立长期趋势的自回归 (AR) 模型, 对 1997 ~ 2001 年间进行了预测试验, 并以该时段实测数据作为验证. 试验结果表明月均序列预测值的最大相对误差不超过 $\pm 10\%$, 年均序列预测值的相对误差最大不超过 $\pm 4\%$. 这一系列方法的综合运用可适用于较长期的海面变化预测.

[关键词] 海平面变化, 时间序列分解, 奇异谱分析 (SSA), 自回归 (AR) 模型

[中图分类号] K903 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1001-4616(2007)01-0117-05

Sea Level Prediction Based on Time Series Model

Yu Zhaoyuan, Yuan Linwang, Xie Zhiren, Sun Jian, Dong Hua jun

(Key Lab of Virtual Geographic Environment, Ministry of Education, Nanjing Normal University, Nanjing 210097, China)

Abstract: Analyzing the monthly average tidal records of Wusong tidal gauge station from 1955 to 2001, SSA (singular spectrum analysis), ratio average method and residual method are respectively used to extract the components of trends, cycles, and seasons. Using multiplication model to fit tidal records shows that the fitting series can be perfectly compared with origin series. Using AR model to predict the trends of tidal records of 1955 ~ 1996, then using multiplication model to predict the sea-level changes of 1997 ~ 2001, and comparing prediction results with the original data, we find that those two series are fairly comparable. The maximum error of prediction of monthly average tidal records and yearly average tidal records do not exceed $\pm 10\%$ and $\pm 4\%$. It shows that time-series model provide an efficient way to predict sea-level changes.

Key words: sea-level change, time series model, singular spectrum analysis (SSA), auto-regressive (AR) model

海面变化的监测预测研究是研究海面 - 地面系统演变及其对人类活动影响的重要内容之一^[1]. 在海平面变化趋势预测中, 依据对验潮数据的数学分析进行外推预测是一个重要的研究方向. 上海吴淞站建立于 1912 年, 同时上海地区陆地水准测量与永久性水准基点的设置亦具有相当长的历史^[2], 因此吴淞站是进行潮位序列相关数学分析的理想站点之一. 本文基于时间序列分解预测的基本思路, 以吴淞站经过地面沉降校正的 1955 ~ 2001 年月平均潮位序列为研究对象, 在奇异谱分析 (SSA) 和自回归 (AR) 模型基础上, 应用时间序列分解乘法模型进行短期预测试验, 以加深对这一预测思路的认识.

1 模型与方法

1.1 基本模型

基于海平面变化序列的预测研究, 经历了早期采用线性方程至后来考虑到周期项等其他成份的发展过程, 并对趋势项、周期项提取和预测方法也进行了多种尝试^[3-10]. 平均海平面变化的主体部分可表示为

收稿日期: 2006-10-26 修回日期: 2006-12-28

基金项目: 国家自然科学基金 (40171008), 江苏省普通高校自然科学研究计划 (06KJD170102) 资助项目.

作者简介: 俞肇元 (1984—), 硕士研究生, 主要从事海面变化预测的学习与研究. E-mail: yuzhaoyuan@163.com

通讯联系人: 袁林旺 (1973—), 博士, 副教授, 主要从事地理建模及海面变化的教学与研究. E-mail: yuanlinwang@njnu.edu.cn

趋势项和周期项的叠加,即将月 (年)平均海面序列 $Y^{(0)}(t)$ 表示成如下形式:

$$Y^{(0)}(t) = T^{(0)}(t) + P^{(0)}(t) + X^{(0)}(t) + a^{(0)}(t) \tag{1}$$

其中, $T^{(0)}(t)$ 为确定性趋势项; $P^{(0)}(t)$ 为确定性周期项; $X^{(0)}(t)$ 为剩余随机序列; $a^{(0)}(t)$ 为白噪声序列.

1.2 时间序列分解预测方法

在时间序列分解中,通常将序列中的变化因素分解为长期趋势 (T)、季节变化 (S)、循环变化 (C) 和不规则变化 (I) 四部分^[11]. 四种变化的叠加构成了实际观察到的时间序列,通过对四类变化的分析可研究时间序列的变化特征. 其中季节变化有较为固定的周期 (如季、月等),而循环变化的周期相对较长,规律程度较低,一般研究其平均周期. 这两项对应于式 (1) 所示海面预测基本模型中的确定性周期项. 长期趋势对应于式 (1) 中的确定性趋势项,不规则变化对应于式 (1) 中的最后两项.

时间序列分解是根据分析模型,测定各种变化形态的具体数值,以揭示主要构成因素随时间变化的规律并用于预测. 时间序列分解模型可分为加法、乘法和混合模型三类. 若某序列满足乘法模型 (即 $X = T \cdot S \cdot C \cdot I$),则预测的基本步骤为: 分离长期趋势与循环因素 ($T \cdot C$); 分离季节因素与随机因素 ($S \cdot I$);

求取季节指数 (S); 求长期趋势 (T),分离循环因素 (C). 因不规则变化 (随机因素) 无法直接预测,因此直接采用 $X = T \cdot S \cdot C$ 进行预测.

1.3 AR 模型

作为随机时间序列线性模型的基本形式之一的自回归 (AR) 模型在预测时,只考虑序列本身历史数据反映和包含的信息,实际上是对预测指标历史数量变化规律进行了整体概括,预测结果可信度高. 由于时间序列往往还存在着季节性 (周期性) 成分,因此在实际工作中,常采用季节性自回归 (SAR) 模型描述^[8],其方程为:

$$(B) (B^s) \nabla_s^D \nabla^d x_t = a_t, \tag{2}$$

式中:

$$(B) = 1 - b_1 B - b_2 B^2 - \dots - b_p B^p, \\ (B^s) = 1 - b_1^s B^s - b_2^s B^{2s} - \dots - b_p^s B^{ps},$$

B 为后移算子,使得 $Bx_t = x_{t-1}$, $B^m x_t = x_{t-m}$, s 为季节 (周期) 长度.

2 吴淞站月平均潮位序列分解

按上述思路,首先对上海吴淞验潮站 1955 年 1 月至 2001 年 12 月已经过地面沉降校正的月平均潮位数据序列从长期趋势、季节因素和循环变化三方面进行了分解和拟合试验.

2.1 长期趋势提取

潮位序列的长期趋势反映了相当长时间内海面变化的大方向,在实际应用中,趋势组份的提取与序列长度有关. 在时间序列分解模型中,长期趋势的提取及其预测模型的建立具有重要的地位,一是所提取的趋势对海平面变化真实趋势的逼近程度,二是长期趋势作为时间序列分解中乘法模型的核心组份,其预测精度直接影响模型的预测精度. 本文借助于奇异谱分析 (SSA) 进行趋势提取. SSA 可以提取具有显著振荡行为的信号分量,并可选择若干有意义的分量进行序列重建^[12]. 其中低频信号的重建分量,显示了原始序列的主要演变特征,吴淞站验潮序列 SSA 的主分量 3 重建序列与均值的和可以视为序列变化的长期趋势 (图 1,粗线为长期趋势).

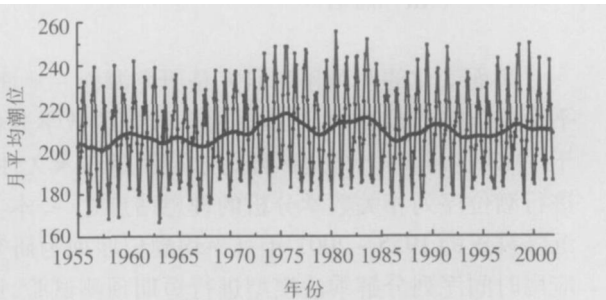


图 1 吴淞站月平均潮位变化的长期趋势

Fig.1 Trend of month average tide gauge record of Wusong

2.2 季节因素提取

季节因素指海面高度由于受自然因素影响而随季节或月份呈周期性变化的因素,反映了海面变化过程中规则天文因素的影响. 消除时间序列中季节因素的影响称为季节调整. 本文采用比率平均法^[11]进行季节因素提取. 图 2(a) 所示的月平均序列谱分析结果表明该序列存在着很强的年周期,据此确定该序列

季节周期长度为 12个月. 所获得的序列的季节指数见表 1.

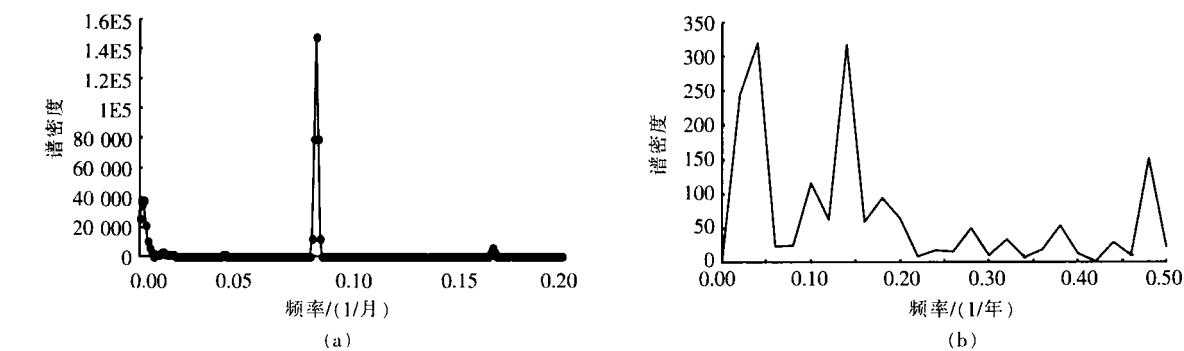


图 2 吴淞站潮位序列的谱分析
Fig.2 Spectrum analysis of Wusong tidge gauge record

表 1 季节指数 (S)

Table 1 Seasonal indexes (S)											
1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
0.867	0.886	0.920	0.962	1.010	1.064	1.070	1.112	1.136	1.071	0.991	0.913

2.3 循环变化分析

潮位序列的循环变动因素指由于受系统内部或外部因素影响而表现出的持续时间相对较长的周期性波动. 反映了多种因素共同作用下海面变化的复杂性. 循环变化通常隐含于较长期的变化过程中, 规律性不如季节变化明显, 本文采用剩余法^[11]测定. 年均序列谱分析表明存在明显的 7年和 2年左右周期 (参见图 2b), 由于循环变化的周期相对较长, 因此其周期可取为 7年. 循环指数则可以 7年为周期取平均值 (表 2).

表 2 循环指数 (C)

Table 2 Cycle indexes (C)													
月	C值	月	C值	月	C值	月	C值	月	C值	月	C值	月	C值
1	1.007	13	1.011	25	1.010	37	1.008	49	1.016	61	1.020	73	1.006
2	1.015	14	0.993	26	0.993	38	0.999	50	1.011	62	1.010	74	0.989
3	0.998	15	0.996	27	1.011	39	1.001	51	1.004	63	1.008	75	0.985
4	0.997	16	0.991	28	0.989	40	0.994	52	1.009	64	0.997	76	0.992
5	0.993	17	1.008	29	0.994	41	0.988	53	0.999	65	1.002	77	0.982
6	0.989	18	1.024	30	0.993	42	0.975	54	0.994	66	0.998	78	0.976
7	1.039	19	1.030	31	0.993	43	1.027	55	1.020	67	1.029	79	1.029
8	0.999	20	1.022	32	0.988	44	0.994	56	1.005	68	0.994	80	1.023
9	0.998	21	1.010	33	0.989	45	0.993	57	0.986	69	0.985	81	1.007
10	0.985	22	0.999	34	1.002	46	0.990	58	0.992	70	1.005	82	1.021
11	0.984	23	0.980	35	0.998	47	0.997	59	0.988	71	0.977	83	1.010
12	0.977	24	0.988	36	0.973	48	0.994	60	0.993	72	0.970	84	1.010

2.4 拟合结果

对上述分析所获得的长期趋势 (T)、季节指数 (S) 和循环指数 (C) 分量, 采用 $X = T \cdot S \cdot C$ 模型对全序列进行拟合计算. 如图 3 (a为月均潮位, b为年均潮位, 虚线为实测值, 实线为拟合值) 所示, 月均序列中除一些极端高低值外, 两条曲线之间总体上能较好吻合. 而根据月均序列拟合结果计算出年均潮位拟合值与年均实测值对比也显示两者间表现出相当好的吻合度.

2.5 误差分析

上述月均和年均拟合序列的绝对误差和相对误差计算结果如图 4所示. 由图 4 (a、b为月均潮位, c、d为年均潮位) 可知, 月均拟合序列相对于原始序列的绝对误差多数

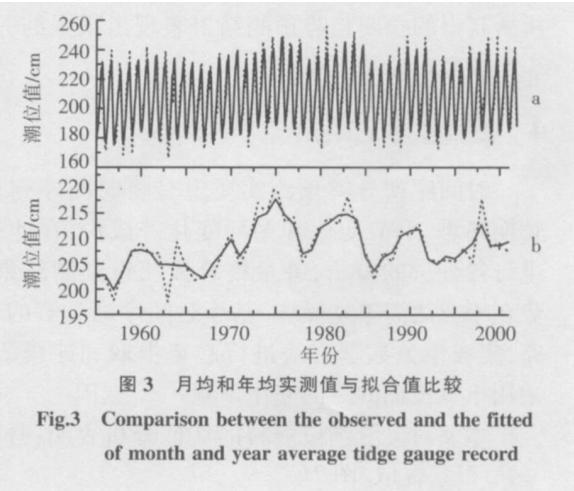


图 3 月均和年均实测值与拟合值比较
Fig.3 Comparison between the observed and the fitted of month and year average tide gauge record

在 ±15 cm 以内,而相对误差多数在 ±5% 以内,最大亦不超过 ±10%。年均序列的绝对误差除 1963、1964 和 1998 三年外,其余均不超过 4 cm,显示了很高的拟合精度,而相对误差最大不超过 4%,除上述三年外,不超过 2%。

3 短期预测试验及误差分析

本文以 1955 ~ 1996 年数据为基础建立长期趋势的自回归模型 (AR),应用乘法模型对 1997 ~ 2001 年间进行预测,并以该时段实测数据进行了验证。

3.1 预测结果对比

以 1955 ~ 1996 年数据为基础,可建立如下的趋势预测 AR 模型 (模型参数见表 3):

$$(1 - \phi_1 B)(1 - \phi_2 B^{12} - \phi_3 B^{24})x_t = a_t \quad (3)$$

将预测长期趋势值代入分解预测模型,即获得了 1997 ~ 2001 年间月平均潮位数据,结果如图 5 (预测值以实线表示)。从曲线形式上来说,该时段预测序列与实测序列表现出相当高的吻合度。偏差较大的年份集中于 1998 年和 1999 年,这与这两年月平均潮位变化的异常表现有关。这一异常的背景是 1998 年的长江大洪水、创记录的南极臭氧洞、世纪最强厄尔尼诺及其向拉尼娜的急转等一系列全球气候异常变化。1999 年后预测序列开始抬升,由于时间序列分解过程剔除了高频不规则的噪音的影响,使得 1999 年后预测的最高值均较实际潮位最高值稍低,但该差

额相对较小且不影响整体预测的效果,显示了预测方法的有效性。

3.2 短期预测的误差分析

对月均短期预测序列同样可讨论其相对于实测序列,以及相对于上述拟合序列之间绝对误差和相对误差,如图 6 (实线为相对于实测序列的误差,虚线为相对于长期拟合序列的误差)所示。图 6 上部为绝对误差分布,整体绝对误差均不超过 20 cm,除表现出明显异常的 1998 年外,多落在 ±10 cm 之间。图 6 下部为相对误差的分布,除 1998 年外,相对误差多数不超过 4%。此外,在该时段内,年均短期预测序列与直接采用 SSA 分析所获得的长期趋势预测结果表现出很强的一致性,表明模型预测精度高。

4 结论与讨论

时间序列分解预测实质上是时间序列分解为长期趋势、季节变化和循环变化等成份,在此基础上进行各分量的分析,并最终合成获得预测结果。其优势在于方法简单易操作。基于时间序列分解的基本思路,集成相关数学方法进行趋势提取和建模研究,可适用于较长期的海面变化预测。

本文对吴淞潮位资料的实证分析表明:月均序列

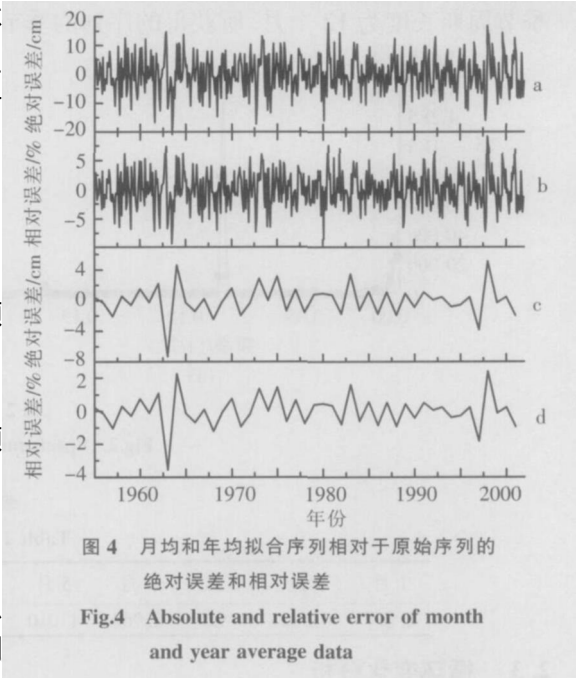


图 4 月均和年均拟合序列相对于原始序列的绝对误差和相对误差
Fig.4 Absolute and relative error of month and year average data

表 3 模型参数
Table 3 Parameters of Model

重建序列参数	a_t	ϕ_1	ϕ_2
参数值	0.965	-0.923	-0.577
渐近标准差	0.002	0.000	0.000
95% 信度下界	0.363	0.912	-0.577
95% 信度上界	1.568	0.934	-0.577

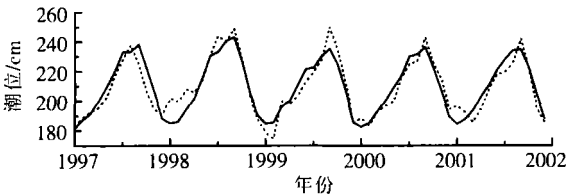


图 5 1997~2001 年间预测值与实测值比较
Fig.5 Comparison between the observed and the predicted from 1997 to 2001

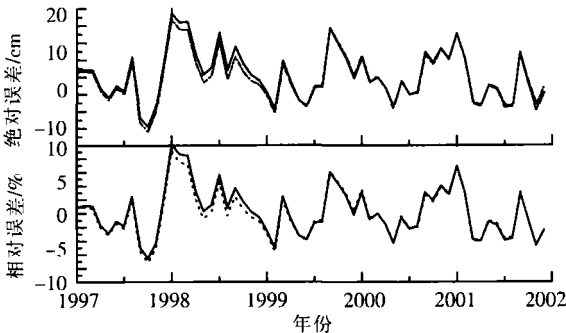


图 6 1997~2001 年间预测值与实测值绝对误差和相对误差
Fig.6 Absolut and relative error of the observed and the predicted from 1997 to 2001

模型拟合的相对误差在 $\pm 5\%$ 以内,最大不超过 $\pm 10\%$ 。而年均序列相对误差多不超过 $\pm 2\%$,相对误差最大不超过 $\pm 4\%$ 。对 1997~2001 年短期预测的检验结果表明,即使该时段一系列全球气候异常变化,但预测的相对误差多数仍不超过 $\pm 4\%$,最大不超过 $\pm 10\%$ 。这充分表明了该方法的可用性。

在海面变化预测中,人们固然关注海面变化的细节,但往往更关注其整体的变化趋势。由于在较长的时间序列中季节指数与循环指数整体上表现出稳定性特征,因此长期预测效果优劣的关键已经聚焦到长期趋势的提取及预测。在本文中所采用的 SSA 分析是提取不同周期分量最有效方法之一,因此取得了很好的拟合效果。同时长期趋势所表现出的复杂性,使其预测具有相当的难度,AR 模型可较好地解决这一预测问题。

[参考文献]

- [1] 谢志仁,王琳. 三角洲地区海面-地面系统整合研究[J]. 南京师大学报:自然科学版, 2006, 29(2): 110-114.
- [2] 陈西庆. 近 70 年长江口海面变化研究及其意义[J]. 地理学报, 1990, 45(4): 387-398.
- [3] 黄立人. 海面变化趋势的动态预测[J]. 海洋通报, 1992, 10(1): 1-6.
- [4] 左军成,陈宗镛,周天华. 中国沿岸相对海面变化的本征分析和预测[J]. 海洋与湖沼, 1995, 26(3): 331-337.
- [5] 李永平,秦曾灏,端义宏. 上海地区海平面上升趋势的预测和研究[J]. 地理学报, 1998, 53(5): 393-403.
- [6] 秦曾灏,李永平. 上海海平面变化规律及长期预测方法的初探[J]. 海洋学报, 1997, 19(1): 1-7.
- [7] 左军成,陈宗镛,戚建华. 太平洋海域海平面变化的灰色系统分析[J]. 青岛海洋大学学报, 1997, 27(2): 138-144.
- [8] 夏华永,李树华. 带周期项的海平面变化灰色分析模型及广西海平面变化分析[J]. 海洋学报, 1999, 21(2): 9-17.
- [9] 郑大伟,虞南华. 上海地区海平面上升趋势的长期预测研究[J]. 中国科学院上海天文台年刊, 1996, 17: 36-45.
- [10] 吴中鼎,李占桥,赵明才. 中国近海近 50 年海平面变化速度及预测[J]. 海洋测绘, 2003, 23(2): 17-19.
- [11] 冯文权. 经济预测与决策技术[M]. 武汉:武汉大学出版社, 1996: 295-297.
- [12] 江志红,丁裕国. 奇异谱分析的广义性及其应用特色[J]. 气象学报, 1998, 56(6): 736-745.

[责任编辑:丁 蓉]

2006 年“中国湿地资源保护与恢复”学术研讨会 在南京师范大学召开

由中国自然资源学会湿地资源保护专业委员会主办,江苏省环境演变与生态建设重点实验室、南京师范大学地理科学学院承办的 2006 年“中国湿地资源保护与恢复”学术研讨会,于 2006 年 12 月 22~25 日在南京师范大学召开。会议由湿地资源保护专业委员会副主任王国祥教授主持,湿地资源保护专业委员会主任林振山教授致开幕词,南京大学钦佩教授作了重要讲话。

被誉为“地球之肾”的湿地是地球表层最独特的生态系统和过渡性景观,是地球表层系统最重要的“物种基因库”,又是人类经济、文化、科学和生活的资源库,与森林、海洋一起被称为全球三大生态系统。近 30 年来,全球性的湿地退化和消失引发了严重的生态环境和社会问题,直接威胁到区域、国家乃至全球的可持续发展,湿地保护工作已经引起了国际社会的广泛关注。本次会议的与会代表围绕中国湿地资源状况、湿地保护与恢复、湿地对环境变化的响应、人工湿地的生态作用等问题,展开了广泛的学术交流。

会后,与会代表赴江苏盐城实地考察了目前全国面积最大、生态类型最齐全、生物多样性最丰富的淤泥质潮滩湿地——盐城滨海湿地,代表们考察了丹顶鹤在盐城滩涂湿地的越冬活动情况,并就保护区湿地状况、珍稀保护与保护区的科研管理人员进行了研讨。

地理科学学院