

## 西藏扎布耶盐湖水位 Winters 和 ARIMA 模型分析\*

齐文<sup>1,2</sup>, 郑绵平<sup>1,2</sup>

(1: 中国地质科学院矿产资源研究所, 北京 100037)

(2: 中国地质科学院盐湖资源与环境开放研究实验室, 北京 100037)

**摘要:** 由于温室效应, 气温加速上升, 我国西部干旱—半干旱盐湖区盐湖水位出现加速下降或上升等变化。藏北高原湖泊众多, 但都缺少湖水水位的人工观测记录。中国地质科学院盐湖中心自 1990 年始在西藏扎布耶盐湖建立了长期科学观测站, 进行水位动态观测, 积累了连续 13 年珍贵的数据。如何根据湖泊水位历史记录数据, 准确的定量预测水位中短期变化, 是关系着盐湖资源开发命运的大事。本文用 Winters 线性 and 季节性指数平滑法、ARIMA 乘积季节模型两种时间序列分析方法, 根据西藏扎布耶盐湖 1991 年 1 月—2003 年 12 月水位变化的时间序列数据, 探讨了两种时间序列数据的预测方法在盐湖水位动态变化预测中的应用。

**关键词:** 扎布耶盐湖; 水位预测; Winters 模型; ARIMA 乘积季节模型

## Winters and ARIMA model analyses of the lake level of salt Lake Zabuye, Tibetan Plateau

QI Wen<sup>1,2</sup> & ZHENG Mianping<sup>1,2</sup>

(1: Institute of Mineral Resources, Chinese Academy of Geological Science (CAGS), Beijing 100037, P. R. China)

(2: Open Laboratory of Saline Lake Resources and Environment, CAGS, Beijing 100037, P. R. China)

**Abstract:** Due to the greenhouse effect, the air temperature is now rising, and the changes (drop or rise) of the water level of salt lakes in arid-semi-arid salt lake areas of western China is speeding up. Though there are many lakes in northern Tibetan Plateau, there are no lake level records, except at salt Lake Zabuye, where a long-term field observatory station was established in 1990 by Open Laboratory of Saline Lake Resources and Environment, CAGS, and lake level was recorded monthly. How to forecast the short-term lake-level change accurately and quantitatively according to the historical lake-level records is a major issue concerning the fate of salt lake resource development. In this paper, according to the lake-level records observed during 1991-2003 in salt Lake Zabuye in Tibetan Plateau, we discussed the applications of two forecasting methods of time-series analysis, the model of Winters linear and seasonal exponent smoothness and the model of ARIMA seasonal multiplication, in forecasting the dynamic lake-level change of salt lakes.

**Keywords:** Salt Lake Zabuye; lake level forecasting; Winters model; ARIMA model

我国西部地区气候干旱, 生态环境脆弱。由于温室效应, 近年来气温加速上升, 蒸发量与冰川融水量相应增加, 而降水量变化各地不同, 因此西部湖泊水位波动表现出多种模式, 郑绵平等指出我国西部盐湖水位出现湖水上涨型区、湖水下降型区、湖水上涨不稳型区三种类型变化<sup>[1]</sup>。如西藏羊卓雍错持续下降<sup>[2]</sup>, 色林错则出现湖面扩张; 而班戈湖在 20 世纪 90 年代后期水位上涨, 最近水位趋于下降<sup>[1,3]</sup>。青海湖持续下降<sup>[4-7]</sup>, 新疆博斯腾湖<sup>[8]</sup>、艾比湖<sup>[9]</sup>等自 1987 年以来水位出现上升。扎布耶盐湖位于青藏高原腹地西部、冈底斯山脉西段北侧(84°08'E, 31°24'N)。湖面海拔 4421 m, 盐湖面积 243 km<sup>2</sup>, 分为南、北两个湖泊, 中间被一条长沙堤隔开, 其中南湖为半干盐湖, 水深不足 1 m; 北湖平均水深约 1.2 m 左右。该湖为典型的浅水

\* 科技部公益性研究项目“中国重点盐湖动态变化监测数据库与预警体系”(2002-2003, 编号 2001DIA10020)、国家自然科学基金重点基金(49833010)、国家科委重点研究项目“西藏扎布耶盐湖开发前期长期观测”(1990-1995)联合资助。2004-12-20 收稿; 2005-04-11 收修改稿。齐文, 男, 1966 年生, 副研究员; E-mail: qiwen@cags.net.cn.

型盐湖,气候对水位波动影响显著. 由于资源开发的需要,中国地质科学院盐湖中心自1990年开始在该湖建立观测站,进行气象、水文、水化学监测,获得了十余年珍贵的基础科学数据. 如何根据历年观测数据定量预测未来水位变化对湖区环境与资源开发有着重要意义. 定量水位预测通常都是运用数理统计<sup>[10-13]</sup>或水量平衡<sup>[6,8]</sup>等方法. 由于山间湖盆周边潜水补给量难以获得较准确的监测值,因而水量均衡法在实际水位预测工作的应用有一定难度. 数理统计方法中,一种是建立湖泊水位与气候因子(如气温、蒸发、降水量)等的定量函数关系,另一种方法则是将水位观测数据按时间先后排列而成数列—即时间序列<sup>[14,15]</sup>,不考虑序列与其它因素的因果关系,也不需要我们对现象(过程)有深入的理论认识,而用时间序列分析方法来描述和预测序列的变化. 时间序列分析分为确定性时序分析和随机时序分析. 确定性时序分析将时间序列的变化分解为长期趋势变动、季节变动、循环波动和不规则变动;而随机时序分析则用随机理论对随机时间序列进行分析. 本文就是根据扎布耶北湖1991—2003年的水位观测资料,运用Winters线性和季节性指数平滑法、ARIMA乘积季节模型两种时间序列分析方法,对2004年水位变化进行定量预测,探讨了两种时间序列分析方法在湖泊水位变化预测中的应用.

## 1 时间序列的建立

### 1.1 数据观测

水位监测采用水位标尺人工观测法,观测间隔一般为1次/周—2次/月,本文采用水位(湖面海拔高程)的月平均值建立时间序列.

### 1.2 缺失值补插

时间序列分析需要时间上连续的观测序列数据,必须对缺失值进行补插. 如果仅缺1个月,则用本年度前后两月的平均值代替;如果连续2个月以上缺失观测值,则首先计算前一年度同月份相对于其前一月份的增(减)幅度,按等比规则计算出本年度缺失值的推算值,然后用同样方法根据后一年的观测值推算出缺失值,最后用根据前、后两年观测值推算结果的平均值代替缺失值,使得补插值尽可能既反映季节性变化,又反映出与前后二年的过度性.

经处理后的水位时间序列见图1中的观测值曲线. 由图可见,在1991—2003年间扎布耶盐湖水位共上升了0.25 m,但大部分年份水位是下降的,年下降0.06—0.08 m不等,只有1992、1997—1999年4个年份水位上涨. 历年最低水位出现于1997年,最高水位出现于2000年,变幅达0.82 m. 水位季节性波动较大,年最高与最低水位差达0.18 m(1991—2003年平均). 一般高水位出现于4月份,水位的上升是由冰雪/冻土融化、入湖补给增加造成的. 4月之后气温上升,湖面蒸发量增加,水位下降直至雨季来临. 通常雨季在6—9月份,延续2—3个月,雨季降水占全年降水94%,降水量在85—242 mm之间. 受雨季降水补给的影响,雨季中后期湖泊水位小幅上升或回升较大.

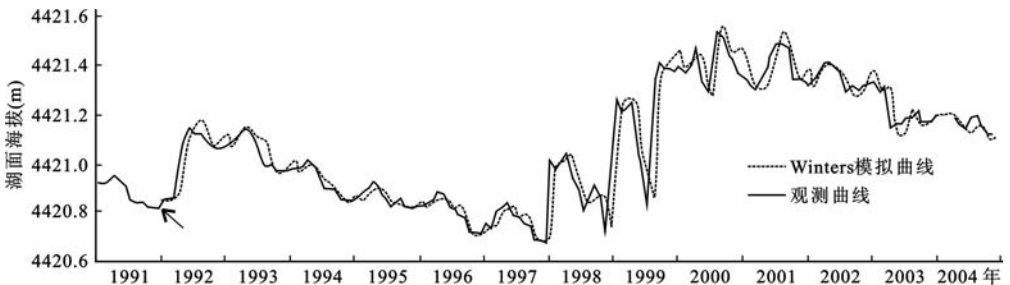


图1 扎布耶盐湖北湖水位时间序列与Winters预测曲线

Fig. 1 Winters forecasts and observed lake-level of the Northern Zabuye Salt lake

## 2 Winters 线性 and 季节性指数平滑法

### 2.1 方法

温特(Winters)线性 and 季节性指数平滑法属于确定性时间序列分析方法,它利用三个方程,分别用于跟踪序列中的平稳的、趋势的和季节性的变动,具有方法简单、适应性较广、短期预测精度较高的特点<sup>[15]</sup>:

$$S_t = \alpha \frac{X_t}{I_{t-L}} + (1 - \alpha)(S_{t-1} + b_{t-1}) \tag{1}$$

$$b_t = \gamma(S_t - S_{t-1}) + (1 - \gamma)b_{t-1} \tag{2}$$

$$I_t = \beta \frac{X_t}{S_t} + (1 - \beta)I_{t-L} \tag{3}$$

式中, $L$ 为季节的长度(每年的月数和季数); $I$ 为季节修正系数(通常取值在1附近);三个参数 $\alpha, \beta, \gamma$ 取值均在0-1之间.

表1 扎布耶北湖水位时间序列的 Winters 模型模拟计算表  
(1991-1992年;限于篇幅,1993-2003年计算表省略)

Tab. 1 Winters analysis of the lake level time series of the Northern Lake Zabuye, 1991-1992(1993-2003 omitted here)

序号	年.月	月均水位 (原始,m)	月均水位 (插值) ( $x - 4420$ )	一次平滑 $S_t$	季节平滑 $I_t$	趋势平滑 $bt$	模拟值 $m = 1$	方差 $MSE$
1	1991.1	-	0.92	0.9200	1.0101	0.0400		
2	1991.2	4420.92	0.92	0.9263	0.9972	0.0366		
3	1991.3	4420.93	0.93	0.9260	1.0088	0.0329		
4	1991.4	4420.95	0.95	0.9375	1.0159	0.0308		
5	1991.5	-	0.93	0.9371	0.9961	0.0277		
6	1991.6	4420.91	0.91	0.9328	0.9793	0.0245		
7	1991.7	4420.85	0.85	0.8945	0.9577	0.0182		
8	1991.8	4420.84	0.84	0.8546	0.9904	0.0124		
9	1991.9	-	0.84	0.8474	0.9939	0.0104		
10	1991.10	-	0.82	0.8528	0.9622	0.0099		
11	1991.11	-	0.81	0.8501	0.9544	0.0087		
12	1991.12	-	0.81	0.8392	0.9677	0.0067		
13	1992.1	4420.85	0.85	0.8420	1.0100	0.0063	4420.854	0.0000
14	1992.2	4420.85	0.85	0.8520	0.9972	0.0067	4420.846	0.0000
15	1992.3	4420.86	0.86	0.8531	1.0087	0.0061	4420.866	0.0000
16	1992.4	-	0.98	0.9541	1.0170	0.0156	4420.873	0.0115
17	1992.5	4421.1	1.10	1.0909	0.9973	0.0277	4420.966	0.0180
18	1992.6	4421.15	1.15	1.1687	0.9798	0.0327	4421.095	0.0030
19	1992.7	4421.11	1.11	1.1632	0.9574	0.0289	4421.151	0.0017
20	1992.8	4421.12	1.12	1.1370	0.9898	0.0234	4421.181	0.0037
21	1992.9	4421.09	1.09	1.1031	0.9933	0.0177	4421.153	0.0040
22	1992.10	4421.07	1.07	1.1129	0.9621	0.0169	4421.078	0.0001
23	1992.11	4421.06	1.06	1.1125	0.9543	0.0152	4421.078	0.0003
24	1992.12	4421.06	1.06	1.0987	0.9674	0.0123	4421.091	0.0010

(1)式用于计算平滑值. 将序列值除以季节修正系数  $I_{t-L}$ , 以从  $x_t$  中消除季节因素影响, 使得平滑值  $S_t$  不受季节影响. 利用前一期的趋势值  $b_{t-1}$  加在前一期的平滑值  $S_{t-1}$  上, 消除滞后, 跟踪序列的动向. (2)式用于平滑趋势值. 用  $\gamma$  对相邻两次平滑值之差进行修正, 并以  $(1-\gamma)$  对前期趋势估计值加权. (3)式计算季节修正系数. 序列现值  $x_t$  与一次平滑现值  $S_t$  之比为季节系数(其中  $S_t$  已经去除季节因素), 以参数  $\beta$  对季节系数加权, 并以  $(1-\beta)$  对同一季节的最新修正系数加权.

温特法模拟公式为:

$$F_{t+m} = (S_t + mb_t)I_{t-L+m}$$

模拟值为基础值加上趋势值乘以预测超前期数, 并以季节修正系数进行修正. 通常用试验的方法确定参数, 使得观测值与模拟值的均方差达最小.

## 2.2 结果

根据扎布耶盐湖 1991—2003 年水位数据用温特法计算(表 1), 周期长  $L=12$ , 各参数取值为:  $\alpha=0.9$ ,  $\beta=0.1$ ,  $\gamma=0.1$ , 模拟值与观测值时间序列间的总均方误差  $MSE=0.84004$  达最小. 为便于统计和减小误差, 插值后的水位时间序列值都减去 4420 后再作分析. 1992—2003 年的模拟曲线较好的跟踪了历史数据的变化(图 1), 2004 年各月水位的实际观测值与模拟值的绝对误差 0.011 m—0.063 m, 平均 0.026 m(表 2, 图 6), 其中雨季 7、8 两个月的预测误差较大: 预测水位在 8 月有小幅上升, 而实际上 7 月水位即已开始回升, 8 月上升到全年最高水位. 多数月份水位预测结果与实际观测值相差不足 2 cm, 模拟精度较高.

表 2 2004 年扎布耶北湖水水位观测值与 Winters 模拟值对比

(表中模拟值和观测值加上 4421 即为湖面海拔)

Tab. 2 Winters forecasts and observed lake level of Northern Lake Zabuye, 2004

(value in the Tab. = lake surface above sea level - 4421)

月份	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
模拟值	0.219	0.196	0.205	0.207	0.176	0.150	0.117	0.153	0.151	0.107	0.093	0.104
观测值	缺	缺	缺	0.18	0.16	0.14	0.18	0.20	0.14	0.12	0.11	缺
绝对误差	—	—	—	0.027	0.016	0.010	0.063	0.047	0.011	0.013	0.017	—

## 3 ARIMA 乘积季节模型

### 3.1 原理

ARIMA 模型属于随机时间序列分析方法, 它将时间序列看成许多偶然因素共同作用的随机型波动, 用随机理论对随机时间序列进行分析. 随机过程可以分为平稳随机过程(统计特征不随时间的平移而变化)和非平稳随机过程(不具有平稳性). 对于平稳时间序列, 通过研究系统现在的行为与其历史行为的相关性(记忆性), 即观测值之间的动态相关关系, 可以建立描述时间序列变化的自回归模型(AR 模型)、移动平均模型(MA)和自回归移动平均模型(ARMA). 非平稳时间序列可以先进行差分运算, 然后再建立 ARMA 模型, 即求和自回归移动平均模型(ARIMA). ARIMA 模型是最为通用的时间序列预测方法, 也是一种精确度相当高的短期预测方法<sup>[14,15]</sup>.

对于 AR( $p$ )模型, 假设系统  $t$  时刻的响应  $X_t$  仅与  $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-p}$  有线性关系, 而  $a_t$  是一个白噪声序列. 则 AR( $p$ )模型为:  $X_t - \varphi_1 X_{t-1} - \varphi_2 X_{t-2} - \dots - \varphi_p X_{t-p} = a_t$ .

对于 MA( $q$ )模型, 假设  $X_t$  仅与其前进入系统的扰动  $a_{t-j}$  ( $j=1, \dots, q$ ) 有一定相关关系, 而  $a_t$  是一个白噪声序列. 则 MA( $q$ )模型为:  $X_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$ .

如果时刻  $t$  系统值  $X_t$  不仅与以前时刻的序列值有关, 而且与以前时刻进入系统的扰动存在一定的依存关系, 则属自回归移动平均系统, 用 ARMA( $p, q$ )模型描述:

$$X_t - \varphi_1 X_{t-1} - \varphi_2 X_{t-2} - \dots - \varphi_p X_{t-p} = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

对于含有趋势性变化的非平稳时间序列, 通常经过一次或多次( $d$ )差分处理后, 再用 ARMA 模型来描述, 即自回归求和滑动平均(ARIMA( $p, d, q$ ))模型. 对于含有季节性变化的非平稳时间序列, 有二种方法:

其一是对季节分量拟合一个三角函数模型或求一个固定的季节指数,对残余序列用 ARMA 模型处理. 或者用乘积季节模型来描述:即先对季节性随机序列中不同周期的同一周期点之间的相关关系用 ARMA 模型拟合,再对同一周期内不同点的相关关系进行拟合,其阶次用  $ARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$  表示. 时间序列  $x_t$  乘积季节模型数学式为:

$$\varphi(B)\Phi(B^s)w_t = \theta(B)\Theta(B^s)a_t$$

其中,  $w_t = \nabla^d \nabla_s^D x_t$ ,  $\nabla$  为差分算子,  $\nabla_s$  表示季节差分,  $s$  为季节周期长,  $d$  和  $D$  表示差分和季节差分的阶数.  $B$  为后向移位算子, 定义为  $BX_t = X_{t-1}$ ,  $B^j X_t = X_{t-j}$ ; 因而  $(\nabla_s X_t = (1 - B^s)X_t = X_t - X_{t-s}$ .

$\Phi(B^s) = 1 - \sum_{i=1}^p \Phi_i B^{is}$ ,  $\Theta(B^s) = 1 - \sum_{j=1}^Q \Theta_j B^{js}$  二者体现了序列中周期与周期之间的关系.  $\varphi(B) = 1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i B^i$ ,  $\theta(B) = 1 - \sum_{j=1}^q \theta_j B^j$ , 二者反映了序列相邻时刻之间的关系.

$\Phi_i, \Theta_i, \theta_i, \varphi_i$  为待估参数. 季节性乘积模型具有一定代表性和普遍性, 当  $P = D = Q = 0$  时该模型便是一般的 ARIMA 模型. 模型参数估计与预测的计算很复杂, 通常采用专用软件(如 SAS, Statistica 等)完成相关计算, 关键在于模型识别与定阶.

### 3.2 模型识别与定阶

模型识别与定阶的方法较多, 如 Box-Jenkins(波克斯-詹金斯)法、Pandit-Wu(潘迪特-吴贤铭)法、残差方差图法、准则函数定阶法、F 检验定阶法等. 其中 Box-Jenkins 法根据样本自相关和偏相关特性初步识别模型和确定模型阶数, 即: AR 模型具有拖尾的自相关特性, 自相关系数呈指数衰减或振荡衰减的分布规律, 而 MA 模型具有截尾的自相关特性, 它有有限个自相关系数, 其数目决定于模型阶数的大小. 而偏相关特性正相反, 即 AR 模型具有截尾的偏相关系数, 而 MA 模型具有拖尾的偏相关特性.

扎布耶盐湖水位动态变化的原始时间序列经零均值处理后, 其 PACF 图(图 2a)在 1 期后截尾, 但 ACF 图(图 2b)既不截尾, 也不拖尾, 而是缓慢衰减, 说明序列存在某种趋势或周期性. 从序列的物理意义我们知道有  $s = 12$  的季节周期. 作季节差分后 PACF 图(图 2c)在 1 期后截尾(中间有个别系数稍大, 不宜差分过度而使原序列中信息受损), PCF 图(图 2d)快速衰减, 初步判断季节差分后的序列适合 AR(1)模型, 并可考虑 ARMA(1, 1)模型.

由于湖水位的季节波动幅度大于年升/降总值, 如果不用乘积季节模型而使用一般性的 ARIMA 模型, 则模拟值对季节性变化的反映不充分. 例如 ARIMA(1, 1, 1)模型残差方差 0.00578, 较其它各模型都小, 但对 2004 年的水位模拟值季节性变化很小.

### 3.3 模型检验

对较低阶各模型比较表明(表 3), 增加自回归阶数  $p = 2$ , 结果  $(2, 0, 0) \times (1, 1, 0)$  模型中参数  $p(2)$  值很小且置信区间包括 0,  $T$  检验不显著 ( $T$  值为  $-0.23$ ), 模型的残差方差较  $(1, 0, 0) \times (1, 1, 0)$  模型增大, 说明没有升高自回归阶数的必要. 增加滑动平均阶数, 拟合  $(1, 0, 1) \times (1, 1, 0)$  模型, 结果残差方差没有改善, 模型中参数  $q(1)$  的值很小且置信区间包括 0,  $T$  检验不显著 ( $T$  值为  $-0.25$ ), 说明没有增加  $q$  值的必要, 这和前述自(偏)相关函数作出的判断是一致的. 除季节周期变化外, 水位时间序列曲线中还表现出微弱的上升趋势, 因此试探滞后一期 1 阶差分序列的季节乘积模型, 即  $(1, 1, 0) \times (1, 1, 0)$  模型, 结果残差方差增大.

表 3 ARIMA 各模型参数及残差方差

Tab. 3 Parameters and residual variance for each ARIMA model

参数	$(1, 0, 0) \times (1, 1, 0)$	$(2, 0, 0) \times (1, 1, 0)$	$(1, 0, 1) \times (1, 1, 0)$	$(1, 1, 0) \times (1, 1, 0)$	$(1, 1, 1) \times (1, 1, 0)$
$p(1)$	$0.8815 \pm 0.0393$	$0.8988 \pm 0.0848$	$0.8823 \pm 0.0453$	$-0.0365 \pm 0.0845$	$0.7576 \pm 0.1600$
$p(2)$		$-0.0194 \pm 0.0843$			
$q(1)$			$-0.0220 \pm 0.0889$		$0.8826 \pm 0.1175$
$P_s(1)$	$-0.2097 \pm 0.0837$	$-0.2107 \pm 0.0841$	$-0.2191 \pm 0.0868$	$-0.2275 \pm 0.0823$	$-0.2291 \pm 0.0863$
残差方差	0.00747	0.00752	0.00747	0.00787	0.00764

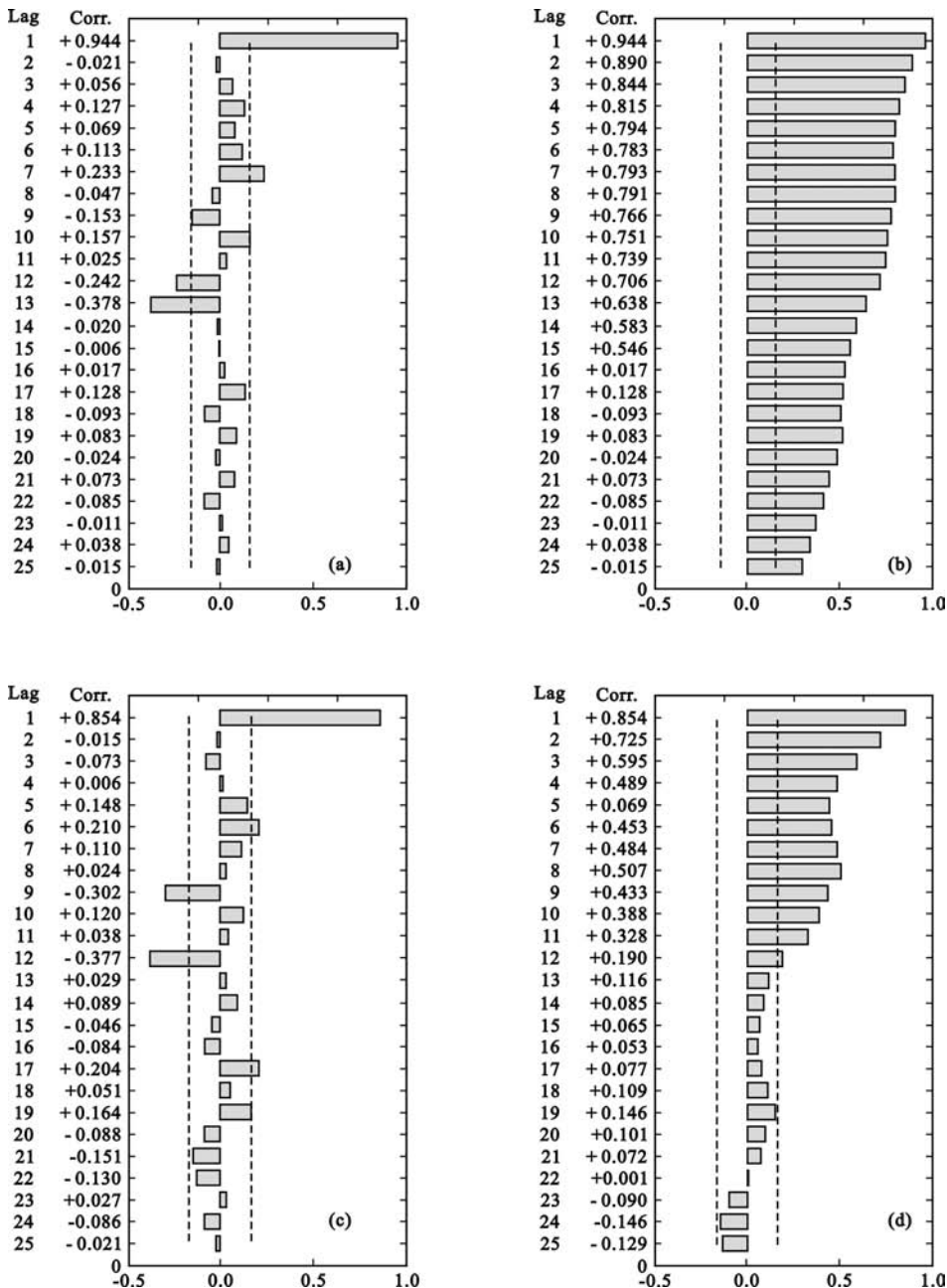


图2 零均值序列的偏自相关函数( PACF )( a)和自相关函数( ACF )( b);  
及季节差分后序列的偏自相关函数( PACF )( c)和季节差分后序列的自相关函数( ACF )( d)

Fig.2 Partial autocorrelation function ( a) and autocorrelation function( b);  
as well as partial autocorrelation function after seasonal difference ( c )  
and autocorrelation function after seasonal difference( d )

一个好的模型应产生统计上独立的残余,该残余只包含噪声而没有规律性变化. 上述模型的残差和残

差自回归函数均没有明显的系列相关性,可以看作白噪声序列,说明模型是合适的(其中 1998 年以后的残差偏大,可能与这段时间观测值的误差较大、离群点较多有关)。

对更多更高阶模型进行比较,除作模型参数统计检验和考察残差方差变化外,同时考虑模型简约原则,可以认为(1,0,0)(1,1,0)、(1,0,1)(1,1,0)、(1,1,0)(1,1,0)或(1,1,1)(1,1,0)模型都是较好的可以接受的模型。

### 3.4 模型预测

各模型对 2004 年水位的预测结果基本相近(表 4),对比 2003 年水位波动曲线可以看出(图 3),各模型都很好的重复了 2003 年水位波动的季节性模式,但在季节性变化幅度和年度变化幅度上稍有不同,其中(1,0,0)(1,1,0)模型和(1,0,1)(1,1,0)模型的预测结果极为接近,并波动于实际水位波动区间之内,绝对误差平均为 0.041 m 和 0.040 m;(1,1,0)(1,1,0)模型不仅考虑了季节性变化,更强调了数据的趋势性,预测结果年度降幅较大,漂离观测值较远,绝对误差平均为 0.099 m。

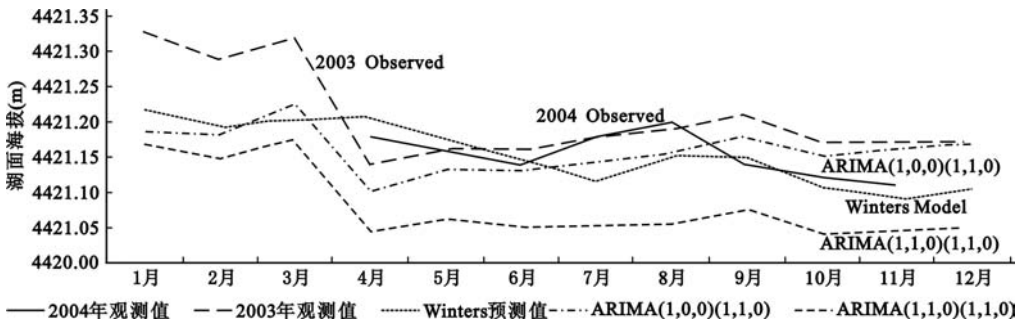


图 3 扎布耶北湖预测与实测水位曲线

Fig. 3 Forecasts and observed lake-level of the Northern Lake Zabuye, 2004

## 4 结论

(1)基于扎布耶盐湖 1991 - 2003 年月均水位观测值时间序列,应用两类代表性时间序列分析方法:Winters 线性一季节性指数平滑法和求和自回归移动平均模型(ARIMA),对 2004 年各月水位进行预测,并和实际观测值进行比较,取得了令人满意的结果,表明时间序列分析方法是预测存在趋势性、周期性和季节性波动的湖泊水位复杂变化的较好途径。

表 4 季节乘积模型对 2004 年水位的预测结果(表中数值加上 4421 即为湖面海拔)

Tab.4 Forecasts of multiplicative seasonal ARIMA model compared to observed values for the Northern Zabuye Lake,2004

模型	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
(1,0,0)(1,1,0)	0.188	0.181	0.225	0.102	0.131	0.132	0.142	0.154	0.18	0.153	0.162	0.168
(1,0,1)(1,1,0)	0.187	0.181	0.225	0.104	0.133	0.134	0.143	0.154	0.181	0.153	0.163	0.169
(1,1,0)(1,1,0)	0.169	0.147	0.177	0.045	0.063	0.053	0.053	0.056	0.076	0.043	0.048	0.049
(1,1,1)(1,1,0)	0.173	0.155	0.187	0.057	0.076	0.068	0.068	0.072	0.092	0.06	0.064	0.066
观测值	缺	缺	缺	0.18	0.16	0.14	0.18	0.20	0.14	0.12	0.11	缺

(2)Winters 模型模拟值与实际观测值一般相差 1 - 2 cm,雨季 2 个月误差为 4 - 6 cm,该模型计算简便、预测精度较高。每年雨季开始的月份具有随机性(或在 6 月或在 7 月,个别年份迟至 8 月),雨季降水量的变化也很大,导致雨季水位模拟值容易出现较大误差。但雨季水量平衡条件的随机性影响时间很短,雨季

后较为稳定的区域性水量平衡—能量平衡条件再次成为湖泊水位的主导因素,这是雨季后模拟值能很快再次与实际观测值吻合的原因。

(3) ARIMA 模型应用的关键是模型识别与定阶,不同阶次的模型预测结果差别较大。ARIMA(1,0,0)(1,1,0)和 ARIMA(1,1,0)(1,1,0)模型预测结果都能很好的再现前一年的季节性波动规律(图3),但 ARIMA(1,1,0)(1,1,0)模型预测的趋势性变化更大。因此对于有稳定的季节性波动规律的湖泊,ARIMA 模型预测效果会比较好。由于扎布耶盐湖 2004 年的季节性水位波动规律和 2003 年有较大差别,导致 ARIMA 模型预测效果没有 Winters 模型好,但(1,0,0)(1,1,0)模型预测结果基本变化于实际水位波动区间之内,仍然是适用的模型。

致谢:扎布耶盐湖科学观测站由郑绵平院士主持建立并负责日常管理工作,本文的完成得到了郑院士的大力鼓励与支持。自 1990 年以来,先后主持或参加观测站野外工作的,除作者外还有(按时间顺序):贺超兴、赵建军、王胜德、张发胜(现场负责)、贺明兴、高炳奇(现场负责)、黄兴根(现场负责)、边巴、卿兴华(现场负责)、程家柏(现场负责)、张永生(现场负责)、赵元艺(现场负责)、魏乐军(现场负责)、卜令忠、七贞(现场负责)等。水位标尺基准点的水准测量先后由马小计、刘喜方等完成。本文使用的水位观测数据是以上人员共同劳动的结晶,在此向所有参与相关工作的人员致以衷心感谢。

## 5 参考文献

- [1] Zheng Mianping, Qi Wen, Jiang Xianfeng, *et al.* Trend of salt lake change in the background of global warming and tactics for coping with the change. *Acta Geologica Sinica*, 2004, **78**(3):795–807.
- [2] 刘天仇. 西藏羊卓雍错水位动态研究. *地理科学*, 1995, **15**(1):55–62.
- [3] 杨日红, 于学政, 李玉龙. 西藏色林错湖面增长遥感信息动态分析. *国土资源遥感*, 2003, (2).
- [4] 冯松, 汤懋苍, 周陆生. 青海湖近 600 年的水位变化. *湖泊科学*, 2000, **12**(3):205–210.
- [5] 刘小园. 青海湖水位变化趋势分析. *干旱区研究*, 2001, **18**(3):58–62.
- [6] 曲耀光. 青海湖水量平衡及水位变化预测. *湖泊科学*, 1994, **6**(4):298–307.
- [7] 王黎军. 青海湖水位下降的成因分析与对策. *青海大学学报*, 2003, **21**(5):22–31.
- [8] 王润, Ernst Giese, 高前兆. 近期博斯腾湖水位变化及其原因分析. *冰川冻土*, 2003, **25**(1):60–63.
- [9] 王前进, 巴音查汗, 马道典等. 艾比湖水在近 50a 变化成因分析. *冰川冻土*, 2003, **25**(2):224–228.
- [10] 门玉明, 晏长根. 季节性指数平滑法在地下水位预报中的应用. *工程勘察*, 2000, (2):25–27.
- [11] 万中英, 钟茂生, 王明文等. 鄱阳湖水位动态预测模型. *江西师范大学学报(自然科学版)*, 2003, **27**(3):232–236.
- [12] 吴震. 用滑动平均值分析下关年最高水位的变化趋势. *气象科学*, 2000, **20**(1):106–110.
- [13] 周陆生, 汪青春. 青海湖水位年际变化规律的分析 and 预测. *高原气象*, 1996, **12**(4):478–484.
- [14] 王振龙主编. *时间序列分析*. 北京: 中国统计出版社, 2002.
- [15] 张树京, 齐心立. *时间序列分析简明教程*. 北京: 清华大学出版社, 2003.