

基于 Box-Jenkins 方法的黄河水质时间序列分析与预测

孙国红¹, 沈跃², 徐应明², 时桂玲³, 胡晶³

(1.天津农学院基础科学系,天津 300381;2.农业部环境保护科研监测所 污染防治研究室,天津 300191;3.南开大学数学科学学院,天津 300071)

摘要 采用基于 Box-Jenkins 方法的时间序列分析技术,对黄河上游甘肃兰州段、中游吴堡和下游山东利津段的水质进行了趋势分析和预测。选取对水质产生较大影响的两个污染因子化学需氧量(COD_{Mn})和溶解氧(DO)1994—2003 连续 10 a 的月平均水质监测数据,借助 Matlab 和 SAS 统计软件,建立了 ARIMA 模型和乘积季节时间序列模型,并分析了这两个污染因子随时间推移的变化规律。结果表明:ARIMA 模型和乘积季节模型能够用于短期水质预测,并且预测效果较好。黄河流域从上游到下游水质总体状况呈逐渐下降趋势,上游水质一般为Ⅲ类和Ⅳ类,而中游和下游水质基本为Ⅱ类和Ⅲ类。

关键词 Box-Jenkins 方法;时间序列分析;乘积季节模型;水质预测;黄河流域

中图分类号:X11 文献标志码:A 文章编号:1672-2043(2011)09-1888-08

Time Series Analysis and Forecast Model for Water Quality of Yellow River Based on Box-Jenkins Method

SUN Guo-hong¹, SHEN Yue², XU Ying-ming², SHI Gui-ling³, HU Jing³

(1.Department of Basic Science, Tianjin Agricultural University, Tianjin 300381, China; 2.Department of Pollution Control, Institute of Agro-environmental Protection, Ministry of Agriculture, Tianjin 300191, China; 3.School of Mathematical Sciences, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract Water pollution has deteriorated the water quantity available. Based on the monitor data of water quality during 1994—2003, the present paper analyzed and forecasted the water quality in Lanzhou, Wubao and Lijin hydrologic(al) station of Yellow River by applying the time series analysis technology based on Box-Jenkins method. The daily monitoring data of dissolved oxygen(DO) and chemical oxygen demand(COD_{Mn}) were selected for investigating the spatial and temporal variability and for providing important water quality information on pollution problems in the Yellow River region. With the Matlab and SAS software, using 1994 to 2003 water quality monthly data, this paper created a product seasonal ARIMA time series models and analysis of variation which were dissolved oxygen(DO) and chemical oxygen demand(COD_{Mn}) over time. The results showed that ARIMA model and multiplicative seasonal model were effective in short term prediction of water quality and the prediction accuracies were well. The analysis of the modeling results showed that the water quality of Yellow River belonged to class Ⅲ and Ⅳ in Ningxia and Lanzhou section, and class Ⅱ and Ⅲ in the Wubao to Lijin section.

Keywords Box-Jenkins method; time series analysis; multiplicative seasonal model; water quality prediction; Yellow River

河流、水库水质状况的变化过程不但受降水、径流、温度等自然条件的影响,而且人类活动诸如产业结构规划、经济发展策略、环境保护部门监管力度以及生产技术水平变化等诸多因素,均对水体水质的影响非常大,因而水环境系统的演变过程是一个具有趋势性、季节性、阶段性甚至突变性等复杂非线性特征

的动态过程。水质时间序列是水环境系统对自然和人类活动等影响因素综合响应的反映,水质变化趋势预测是维护和管理当前水质状况的重要依据,通过预测可以了解当地水域环境质量演变趋势,从而及时发现水质恶化的原因并制定相应的治理措施。目前水质预测主要有基于数理统计的预测方法、基于灰色系统理论的预测方法、基于水动力模型的预测方法以及神经网络和混沌理论等非线性预测方法^[1-9]。

黄河是我国第二大河,年径流量多年平均为580亿 m³,流域人均水资源占有量仅为全国人均的四分

收稿日期 2011-04-27

基金项目 国家社会公益研究专项(2002DIB5009)

作者简介 孙国红(1967—),女,副教授,主要从事概率论与数理统计及多元统计分析等方面的研究。E-mail: sgh1999@126.com

之一，单位耕地面积水资源量不足全国的五分之一，水资源短缺十分严重。黄河流域水体污染已经引起国内学者广泛关注^[10-12]，但有关黄河流域水质时序预测模型的研究较少。本文通过分析黄河流域水质的月监测数据序列的变化特性，利用 Matlab 和统计软件 SAS，采用 Box-Jenkins 方法的时间序列分析技术进行建模，通过该方法在水质预测中的应用，为黄河水质综合治理与水资源保护提供一定的理论指导。

1 时间序列分析方法原理^[13-14]

1.1 求和自回归滑动平均模型

ARIMA(p d q)模型主要用于处理那些具有单调变化(增长或递减)的数据序列。对于一个非平稳的序列{x_t}，如存在一个正整数 d，使序列 Z_t=∇^dx_t 满足 ARMA(p q)模型，则称{x_t}满足阶为(p d q)的求和自回归滑动平均模型，记为 ARIMA(p d q)(Autoregressive Integrated Moving Average Model)。

对于一个 ARIMA(p d q)序列{x_t}通过上面定义，则有：

$$\alpha(B)(1-B)^d x_t = \beta(B)\varepsilon_t \tag{1}$$

其中{ε_t}为白噪声序列，如定义 Z_t=(1-B)^dx_t，则{Z_t}是一个 ARMA(p q)序列。应用 ARIMA(p d q)模型解决实际问题时，差分阶数 d 的识别是相当重要的，只要知道 d 阶差分后数据序列平稳了，就可以应用 ARMA(p q)模型的处理方法进行建模和数据分析。

1.2 乘积季节模型

一个带有季节周期 S 且无趋势的数据，从任一时刻 t 开始，应为一个平稳序列，于是可以对平稳序列 {X_t, X_{t+s}, X_{t+2s}, …, X_{t+ks}, …} 进行建模，即可以用 ARMA(p q)模型来拟合，即：

$$\alpha(B^s)X_t = \beta(B^s)e_t \tag{2}$$

其中{e_t}在相隔 s 步上为白噪声序列，而小于 s 步时是相关的，即：

$$\begin{cases} Ee_t = 0 \\ Ee_t e_u = 0 & |t-u| = 0 \pmod s \\ Ee_t e_u \neq 0 & |t-u| \neq 0 \pmod s \end{cases}$$

因此，可以再对{e_t}建立 ARMA(m n)模型如下：

$$\Phi(B)e_t = \Theta(B)\varepsilon_t \tag{3}$$

其中{ε_t}为白噪声序列，

$$\Phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_m B^m$$

$$\Theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_n B^n$$

综合式(2)与式(3)，有如下模型：

$$\alpha(B^s)X_t = \beta(B^s)\Phi^{-1}(B)\Theta(B)\varepsilon_t \text{ 即：}$$

$$\Phi(B)\alpha(B^s)X_t = \Theta(B)\beta(B^s)\varepsilon_t \tag{4}$$

称上面的模型为季节周期为 s 的季节性 ARMA(m n)模型，简记为(m n)×(p q)_s。

由于在许多实际问题中，既有季节趋势，又有时间趋势，对于这样的数据显然无法利用带有季节性的 ARMA 模型处理。但从上面的分析可以看出，可以先对数据进行差分处理，以消除长期趋势，之后再利用带有季节性的 ARIMA 模型，它是这样定义的：

设{X_t}是一个带有季节周期为 s 且有长期趋势的序列，如经过 D 阶季节差分后，其趋势已被消除，则可以用下面的 ARMA 模型拟合：

$$\alpha(B^s)\nabla^D X_t = \beta(B^s)e_t \tag{5}$$

其中∇_s=1-B^s，{e_t}类似于式(2)中的 e_t，它满足如下模型：

$$\Phi(B)\nabla^D e_t = \Theta(B)\varepsilon_t \tag{6}$$

其中{ε_t}为白噪声序列，综合式(5)与式(6)，可以得到{X_t}的最终模型：

$$\Phi(B)\alpha(B^s)\nabla^D \nabla_s^D X_t = \Theta(B)\beta(B^s)\varepsilon_t \tag{7}$$

则称{X_t}满足既具有季节周期又有趋势的季节 ARIMA 模型，简记为(m d n)×(p D q)模型，也称为乘积季节模型。本文正是采用以上两种模型对数据进行分析 and 拟合预测的。

2 模型在水质预测中的应用与分析

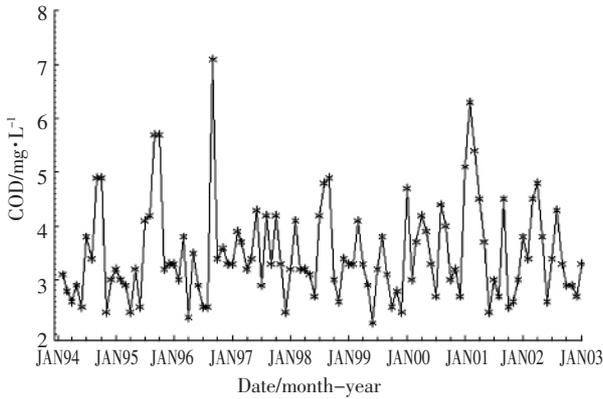
2.1 研究区域及数据来源

本文研究区域基本覆盖了整个黄河流域干流。采样点共设置 3 个断面，包括黄河上游甘肃兰州段、中游吴堡和下游山东利津段。采用的水质数据是由国家公益研究专项基金项目“黄河流域农业水资源监测及再生水利用技术”提供的 1994—2003 连续 10 a 化学需氧量(COD_{Mn})和溶解氧(DO)两个污染因子的月平均水质监测数据，建立了两种污染物的时间序列模型，并对 2003 年黄河流域水质状况进行预测。本文的数据分析及编程过程采用的软件为 Mathworks 公司的 Matlab 2010 和 SAS 9.1.2^[15]。

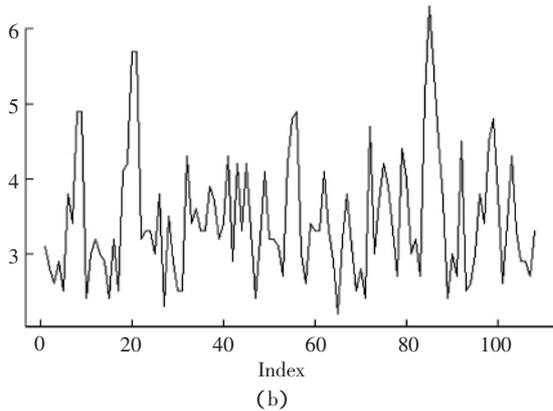
2.2 化学需氧量(COD_{Mn})时间序列分析建模与预测

2.2.1 数据预处理

黄河中游吴堡段 1994—2003 年化学需氧量(COD_{Mn})的数据没有缺失值和异常值，以 1994—2002 的数据建模，将 2003 年 1 月—2003 年 12 月的数据留作检验预测精度的比较标准。图 1 分别给出了吴堡段 COD_{Mn} 样本和季节差分后样本曲线图，从图中发现 COD_{Mn} 浓度存在一个季节性的周期，每年的 7 至 8 月



(a)



(b)

图 1 1994—2002 年吴堡段化学需氧量(COD_{Mn})原始数据(a)和季节差分数据(b)时序图

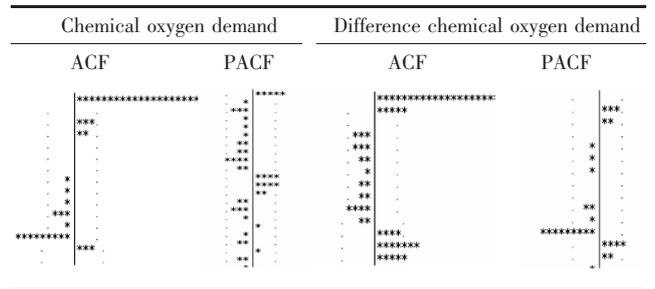
Figure 1 Original(a) and seasonal difference data(b) time series graph for chemical oxygen demand in 1994—2002 in Wubao part

浓度总要高出一一年中的其他月份。因此,采用一个带有季节周期的时间序列模型。

2.2.2 模型识别

Box-Jenkin 方法可以根据时间序列模型自相关函数(ACF)和偏自相关函数(PACF)图的识别规则,建立相应的 ARMA 模型。若 PACF 截尾,而 ACF 拖尾,可断定序列适合 AR(p)模型;若 ACF 截尾,而 PACF 拖尾,则为 MA(q)模型;若 ACF 和 PACF 均是拖尾的,则序列适合 ARMA(p, q)模型^[6]。表 1 给出了吴堡段 COD_{Mn} 时间序列及差分序列自相关函数

表 1 吴堡段化学需氧量(COD_{Mn})及差分序列样本 ACF、PACF 图
Table 1 Sample ACF and PACF graph for chemical oxygen demand and seasonal series in Wubao part



(ACF)和偏自相关函数(PACF)图。

通过计算模型的最小信息准则可得表 2。

由统计软件 SAS 输出结果为:Minimum Table Value BIC(0, 0)=0.038 739,结合表 1 初步认为吴堡段化学需氧量(COD_{Mn})时间序列适合乘积季节模型(1, 0, 0)×(2, 1, 1)₁₂或(1, 0, 1)×(2, 1, 1)₁₂模型。

2.2.3 模型参数估计与优选

在模型拟合效果的诸多评估指标中,AIC(Akaike information criterion)和 SIC(Schwarz information criterion)是最重要的两个拟合优度统计量,AIC 和 SIC 值最小的模型通常即为最佳预测模型。比较表 3 中 3 类模型的拟合效果,得出(0, 0, 0)×(2, 1, 1)₁₂模型比其他模型 AIC 和 SIC 值均更小,表明该模型更优。继续升高自回归和滑动平均阶数,发现剩余残差平方和没有明显改善,因此模型阶数没有继续升高必要,故选定(0, 0, 0)×(2, 1, 1)₁₂模型为最终预报模型。进一步通过删除不显著项反复估计,最终确定模型参数见表 4。

2.2.4 模型残差检验

表 3 三类模型的 AIC 值比较

Table 3 AIC for three models

模型	AIC	SIC
(0, 0, 0)×(2, 1, 1) ₁₂	247.305 8	255.998 8
(1, 0, 0)×(2, 1, 1) ₁₂	247.198 6	257.456
(1, 0, 1)×(2, 1, 1) ₁₂	247.945 8	260.767 5

表 2 最小信息准则

Table 2 Minimum information criterion

Lags	MA0	MA1	MA2	MA3	MA4	MA5
AR0	0.038 739	0.085 525	0.110 322	0.140 742	0.183 089	0.226 171
AR1	0.085 275	0.123 481	0.148 285	0.187 732	0.230 622	0.273 512
AR2	0.110 096	0.150 242	0.193 906	0.235 136	0.278 011	0.315 403
AR3	0.142 17	0.189 447	0.235 343	0.282 227	0.325 165	0.361 326
AR4	0.185 153	0.231 721	0.278 254	0.325 198	0.372 26	0.403 485
AR5	0.226 323	0.272 748	0.319 465	0.366 514	0.413 453	0.444 129

表 4 最小二乘估计

Table 4 Conditional least squares estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr> t	Lag
MA1 ₁	-0.866 06	0.332 38	-2.61	0.010 7	12
AR1 ₁	-1.436 48	0.308 76	-4.65	<0.000 1	12
AR1 ₂	-0.629 33	0.139 68	-4.51	<0.000 1	24

为了检验所建模型的优劣,需要对模型残差序列进行检验,验证其残差是否为白噪声。其基本思路是:若由估计模型拟合的残差纯粹由干扰产生,则该模型是适用的,可用于外推预测;否则,估计模型不合适。模型残差的自相关和偏自相关函数见图 2。从图中看到残差自相关和偏自相关函数值基本落在 95%置信区间内,与 0 无显著差异,表明残差通过白噪声检验。而且,模型的检验效果比较好,由此诊断该模型是可行的,可以用于水质预测分析。

因此,得到黄河中游吴堡段化学需氧量(COD_{Mn})的时间序列预测模型如下:

$$(1+1.436 5B^{12}+0.629 3B^{24})\nabla_{12}X_t=(1+0.866 1B_{12})\varepsilon_t$$

2.2.5 预测与讨论

利用前面建立的最佳拟合预测模型,对黄河中游吴堡段 2003 年化学需氧量(COD_{Mn})月度数据进行分析与预测。从预测结果看,真实值和预测值基本都落在 95%的置信区间内,显示模型预测能力较好,准确度较高,预测的绝对误差为 0.03~1.66 mg·L⁻¹,相对误差为 0.65%~4.58%,相对精度为 65.42%~99.35%。模型预测结果见图 3。

利用类似的方法,可以得到黄河上游兰州段、下游山东利津段化学需氧量(COD_{Mn})的预测模型分别为 ARIMA(3, 1, 0)和(0, 0, 1)×(0, 1, 1)₁₂,即:

$$(1+0.831 2B+0.660 2B^2+0.320 5B^3)\nabla X_t=\varepsilon_t$$

$$\nabla_{12}X_t=-0.098 3+(1+0.241 9B)(1-0.370 2B^{12})\varepsilon_t$$

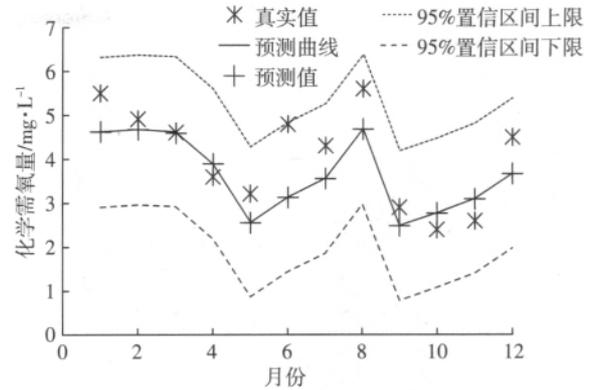
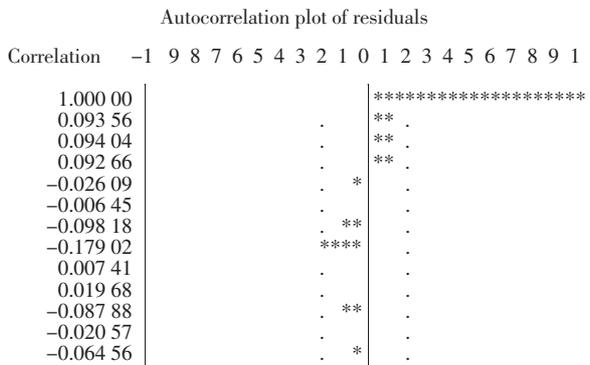


图 3 2003 年吴堡段化学需氧量(COD_{Mn})预测值与真实值对比

Figure 3 The contrast of predicted and truth value for chemical oxygen demand in Wubao part in 2003

模型预测结果见图 4。

化学需氧量(COD_{Mn})是指在一定的条件下,1 L 水样中还原性物质所消耗的氧化剂的量,以氧的 mg·L⁻¹表示。研究表明,由国家《地表水环境质量标准》(GB 3838—2002)可以看出,吴堡段 2003 年 1—3 月 COD_{Mn} 浓度达到预测的峰值,如果仅以 COD_{Mn} 作为参考指标,黄河水质为 Ⅲ 至 Ⅳ 类水平,之后 COD_{Mn} 浓度逐渐下降,除 8 月份(4.68 mg·L⁻¹)外,4 月份后达到 Ⅲ 至 Ⅳ 类水平,均满足农田灌溉水质要求。2003 年 4 月的监测结果是超 Ⅲ 类水,超标物为汞和镉,不符合《农田灌溉水质标准》。黄河下游利津段连续 10 a 的 12 月水质检测结果基本都是 Ⅲ 类或以下,符合《农田灌溉水质标准》。黄河上游兰州段 1996—2003 年 COD_{Mn} 年际变化不大,浓度保持在 2~4 mg·L⁻¹,但 1994—1995 年该控制断面 COD_{Mn} 值增加更为显著。

2.3 溶解氧(DO)时间序列分析建模与预测

2.3.1 数据预处理、平稳性检验和模型识别

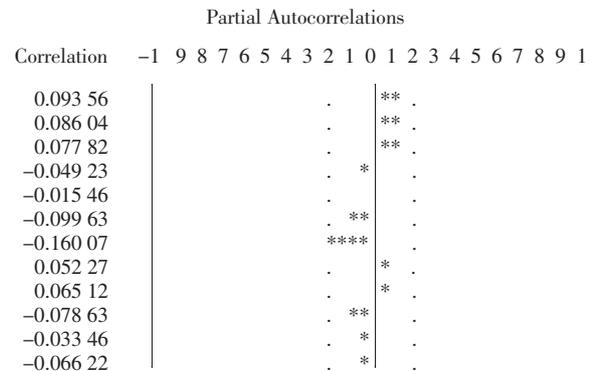


图 2 模型残差的自相关和偏自相关函数图

Figure 2 Autocorrelations and partial autocorrelations graph for residual

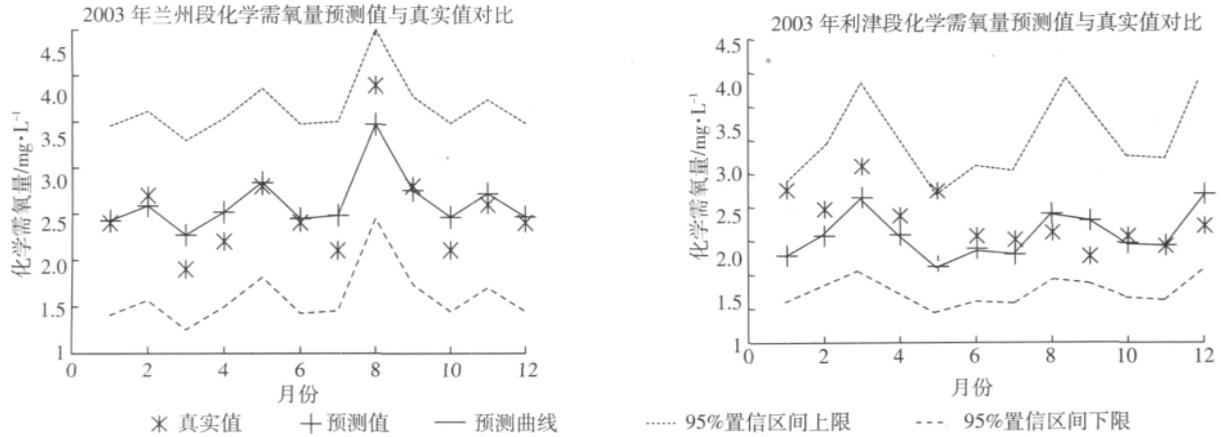


图 4 2003 年化学需氧量(COD_{Mn})预测值与真实值对比

Figure 4 The contrast of predicted and truth value for chemical oxygen demand in 2003

黄河上游甘肃兰州段 1998 年 7 月溶解氧(DO)的数据缺失,考虑到数据有 $s=12$ 的周期性,根据极大似然估计原理,用其余年份该月数据的均值 $7.0 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$ 补齐。以 1994—2002 的数据建模,记该序列为 $\{X_t\}$ $t=1, \dots, N$,取 $N=108$,将 2003 年 1 月—2003 年

12 月的数据留作检验预测。图 5 分别给出了甘肃兰州段溶解氧(DO) 样本和季节差分后样本曲线图,从图中看到序列 $\{X_t\}$ 具有明显季节变化。

首先考查序列 $\{X_t\}$ 的样本自相关函数(ACF)和偏自相关函数(PACF),由表 5 可见 ACF 和 PACF 既不

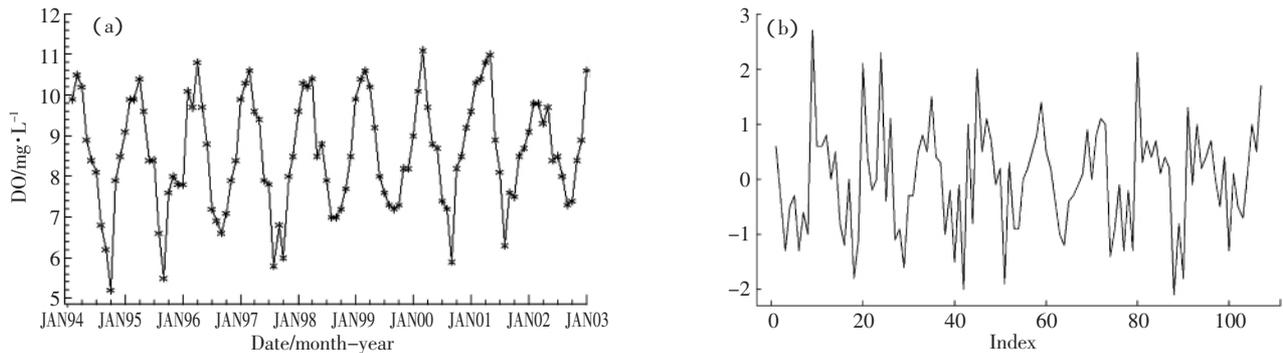


图 5 1994—2002 年兰州段溶解氧(DO)原始数据(a)和季节差分数据(b)时序图

Figure 5 Original(a) and seasonal difference data(b) time series graph for dissolved oxygen in 1994—2002 in Lanzhou part

表 5 兰州段溶解氧序列及差分序列样本 ACF、PACF 图

Table 5 Sample ACF and PACF graph for dissolved oxygen and seasonal difference series in Lanzhou part

自相关图	偏自相关图	ACF	PACF	差分自相关图	差分偏自相关图	ACF	PACF
		0.727	0.730			-0.019	-0.019
		0.402	-0.250			0.105	0.105
		-0.028	-0.518			-0.200	-0.199
		-0.390	-0.258			0.171	0.165
		-0.687	-0.354			0.019	0.059
		-0.788	-0.282			0.077	0.003
		-0.674	-0.09			-0.045	-0.294
		-0.391	-0.062			-0.253	-0.096
		0.002	0.102			-0.102	-0.114
		0.382	0.199			-0.128	-0.465
		0.684	-0.026			0.079	0.044
		0.747	0.073			-0.465	0.021

截尾也不拖尾,而且不是线性衰减趋势,相反在相应周期 $s=12$ 的整数点上,ACF(或 PACF)出现绝对值相当大的峰值并呈现振荡变化,显示滞后一期和滞后两期的自相关函数分别为 0.727 和 0.402,超过了两倍标准差,显著不为零,以后的自相关函数则显著为零,直到滞后两期为周期 $s=12$ 时,自相关函数出现了峰值 0.747,可以判断数据序列适合于乘积季节模型。因此,对数据做季节差分,记该序列为 $\{\nabla_{12}X_t\} t=1, \dots, N$ 取 $N=96$ 经 12 步的一阶差分后样本 ACF 和 PACF 图见表 5,由此判定季节差分后序列是平稳的。

为了进一步检验该序列的平稳性,可采用 Dickey-Fuller 单位根检验。其原理为:基于 Dickey (1976)和 Dickey、Hasza 和 Fuller(1984)提供的表格,来检验假设 H_0 :时间序列有单位根,对立假设 H_a :时间序列平稳。SAS 软件输出该检验的 $P<0.01$,故认为季节差分后序列是平稳的。并且由 SAS 输出结果(Minimum Table Value :BIC(0,0))=-0.664 67,选取 $p=0 q=0$ 。从 $\{\nabla_{12}X_t\}$ 的 ACF 和 PACF 图初步设定为乘积季节模型 $(0,0,0) \times (1,1,1)_{12}$ 或 $(0,0,0) \times (2,1,1)_{12}$ 。

2.3.2 模型参数的估计、优选与检验

采用赤池信息准则(AIC)进行定阶,根据平稳序列的自相关和偏自相关函数的特性,初步选择一些可供参考的阶数,然后计算不同阶数的 AIC 值,选择使 AIC 值达到最小的一组阶数作为理想阶数,做出乘积季节模型 $(0,0,0) \times (1,1,1)_{12}$ 和 $(0,0,0) \times (2,1,1)_{12}$ 的检验值(见表 6)。

从表 6 可以看出 $(0,0,0) \times (1,1,1)_{12}$ 的 AIC 和 SBC 值都较小,所以选择 $(0,0,0) \times (1,1,1)_{12}$ 拟合预

表 6 两类模型的 AIC 值对比

Table 6 the contrast of AIC for two models

模型	AIC	SBC
$(0,0,0) \times (1,1,1)_{12}$	189.388 4	197.081 5
$(0,0,0) \times (2,1,1)_{12}$	205.396 5	215.693 5

测模型。利用条件最小二乘法得参数估计值,从检验 t 统计量看,自回归和滑动平均参数均显著。

因此,得到黄河上流兰州段溶解氧(DO)时间序列预测模型如下:

$$(1+0.155 3B^{12})\nabla_{12}X_t=0.084 5+(1-0.639 2B^{12})\varepsilon_t$$

为了检验所建模型的优劣,需要对模型的残差序列进行检验,模型残差的白噪声检验结果见图 6。从图 6 可以看出,残差序列基本落入随机区间,可以认为残差序列为白噪声序列,模型通过检验。

2.3.3 预测与讨论

利用前面建立的最佳拟合预测模型,对黄河流域甘肃兰州段 2003 年溶解氧月度数据进行分析与预测。预测结果见图 7,除了 2003 年 12 月(该月溶解氧 $7.9 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$ 明显低于其他年份 12 月值),其他月份溶解氧真实值和预测值都落在 95%的置信区间内,预测的绝对误差为 $0.4 \sim 1.9 \text{ mg} \cdot \text{L}^{-1}$,相对误差为 4%~24%,相对精度为 76%~96%,显示模型预测能力较好,准确度较高。

利用类似的方法,可以得到黄河中游吴堡、下游山东利津段溶解氧(DO)的乘积季节模型分别为 $(1,0,1) \times (2,1,1)_{12}$ 和 $(1,0,0) \times (0,1,1)_{12}$ 即:

$$(1-0.717 1B)(1+0.258 2B^{12}+0.211 4B^{24})\nabla_{12}X_t = 0.003 8+(1-0.387 7B^{12})(1-0.509 5B)\varepsilon_t$$

$$(1-0.373 4B)(1-B^{12})+0.316 1=(1-0.563 7B^{12})\varepsilon_t$$

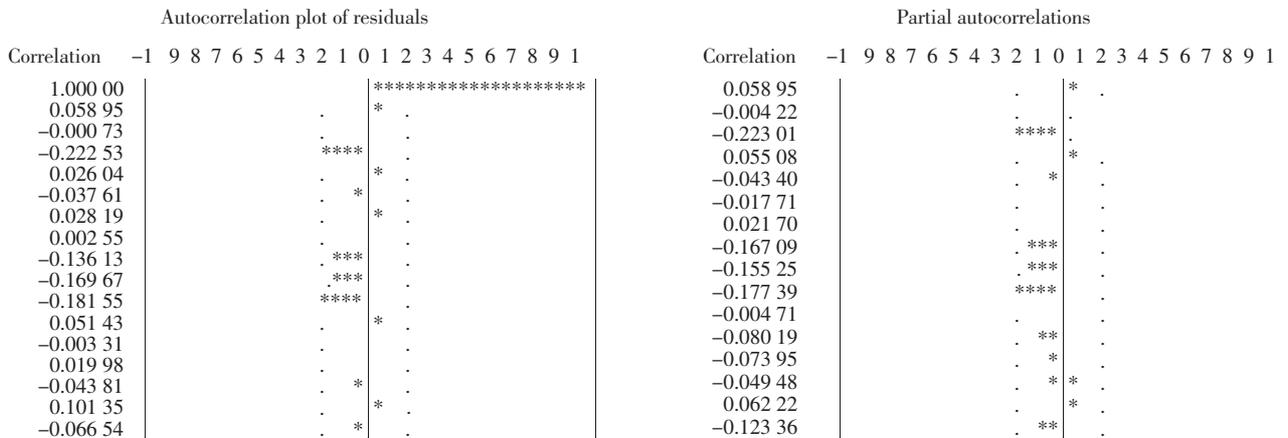


图 6 模型残差的自相关和偏自相关函数图

Figure 6 Autocorrelations and partial autocorrelations graph for residual

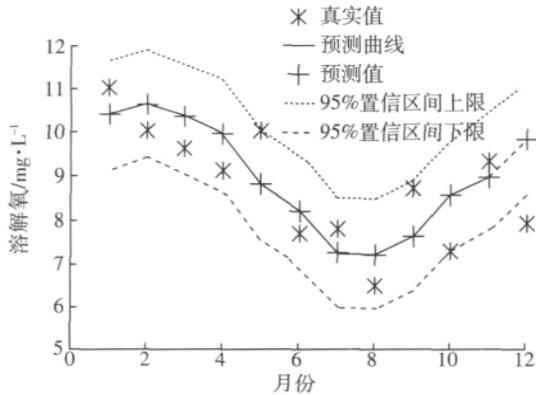


图 7 2003 年兰州段溶解氧(DO)预测值与真实值对比

Figure 7 The contrast of predicted and truth value for dissolved oxygen in Lanzhou part in 2003

模型预测结果见图 8。

溶解氧(DO)值反映水体受到污染特别是有机物污染的程度,它是水体污染程度的重要指标。水中 DO 的含量与大气压力、水温及含盐量等因素有关,是水生生物主要的生存条件之一,也是衡量水质的综合指标之一。研究结果表明,根据地表水环境质量标准 (GB 3838—2002),黄河上游兰州段水体污染呈现以

有机类污染为主,无机类重金属污染较轻的特征。2003 年 8 月为污染高峰,DO 含量为 $6.5 \text{ mg}\cdot\text{L}^{-1}$ 。2003 年 1 月污染最低,DO 含量为 $11 \text{ mg}\cdot\text{L}^{-1}$ 。1994—2002 年监测结果均显示 DO 含量呈现上升趋势,水质污染状况在逐渐改善,特别是 2000 年以后,DO 含量均大于 $7.5 \text{ mg}\cdot\text{L}^{-1}$,达到国家标准规定的 I 类水质标准,水体污染总体呈下降趋势。

3 结论

本文采用的 Box-Jenkins 建模思想由于不需要对时间序列的发展模式作先验的假设,方法本身又可以反复识别修改,直到获得满意的模型,非常适合水质各种污染指标的预测。值得特别说明的是,本文实证分析时,每一最佳拟合预测模型都至少在由低阶到高阶的 3 种模型中选出,不仅对最终的最佳模型,也对其他候选模型进行了白噪声独立性检验,而且 ACF 和 PACF 都证实了候选模型的残差具有白噪声的性质。由此说明利用带季节的 ARIMA 模型对水质污染指标序列实施拟合预测具有较好的适宜性。

参考文献:

[1] Van Engeland T, Soetaert K, Knuijt A, et al. Dissolved organic nitrogen dynamics in the North Sea: A time series analysis (1995—2005) [J]. *Estuarine, Coastal and Shelf Science*, 2010, 89: 31–42.

[2] 李如忠.水质预测理论模式研究进展与趋势分析[J].合肥工业大学学报:自然科学版,2006,29(1):26–30.
LI Ru-zhong. Advance and trend analysis of theoretical methodology for water quality forecast [J]. *Journal of Hefei University of Technology: Natural Science*, 2006, 29(1): 26–30.

[3] Ip W C, Hu B Q, Wong H, et al. Applications of grey relational method to river environment quality evaluation in China [J]. *Journal of Hydrology*, 2009, 379: 284–290.

[4] Holger R Maier, Ashu Jain, Graeme C Dandy, et al. Methods used for the development of neural networks for the prediction of water resource variables in river systems: Current status and future directions [J]. *Environmental Modelling & Software*, 2010, 25: 891–909.

[5] 邓 婵,张新政,罗作煌.灰色神经网络组合模型在区域水质预测中的应用[J].科学技术与工程,2009,9(9):2457–2458,2483.
DENG Chan, ZHANG Xin-zheng, LUO Zuo-huang. Gray neural network combination model applied in the area water quality forecasting [J]. *Science Technology and Engineering*, 2009, 9(9): 2457–2458, 2483.

[6] Melesse A M, Ahmad S, McClain M E, et al. Suspended sediment load prediction of river systems: An artificial neural network approach [J]. *Agricultural Water Management*, 2011, 98: 855–866.

[7] 徐 敏,曾光明,谢更新,等.混沌理论在河流溶解氧预测中的应用初探[J].环境科学学报,2003,23(6):776–780.
XU Min, ZENG Guang-ming, XIE Geng-xin, et al. Preliminary research

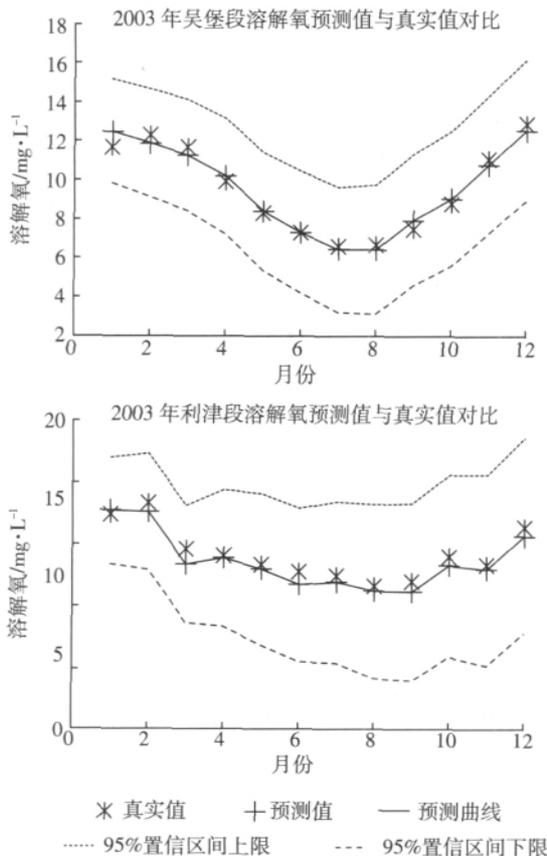


图 8 2003 年溶解氧(DO)预测值与真实值对比

Figure 8 The contrast of predicted and truth value for dissolved oxygen in 2003

- on the application of chaos theory to dissolved oxygen prediction[J]. *Acta Scientia Circumstantiae*, 2003, 23(6): 776-780.
- [8] 谷照升, 杨天行, 彭泽洲. 密云水库三维水质模拟技术[J]. 吉林大学学报 地球科学版, 2004, 34(1): 93-96.
GU Zhao-sheng, YANG Tian-xing, PENG Ze-zhou. Three-dimensional water quality simulation technique of Miyun reservoir[J]. *Journal of Jilin University Earth Science Edition*, 2004, 34(1): 93-96.
- [9] Mar' a Castellano-Me' ndez, Wenceslao Gonza' lez-Manteiga, Manuel Febrero-Bande, et al. Modelling of the monthly and daily behaviour of the runoff of the Xallas river using Box-Jenkins and neural networks methods[J]. *Journal of Hydrology*, 2004, 296: 38-58.
- [10] 陈静生, 李荷碧, 夏星辉, 等. 近30年来黄河水质变化趋势及原因分析[J]. 环境化学, 2000, 19(2): 97-102.
CHEN Jing-sheng, LI He-bi, XIA Xing-hui, et al. A study on water-quality trend in the Yellow river system from 1960's to 1990's[J]. *Environmental Chemistry*, 2000, 19(2): 97-102.
- [11] 李春晖, 杨志峰. 黄河干流水体污染时空变化特征[J]. 水资源与水工程学报, 2004, 15(2): 10-14, 20.
LI Chun-hui, YANG Zhi-feng. Changes of water pollution in the main channels of the Yellow river[J]. *Journal of Water Resources and Water Engineering*, 2004, 15(2): 10-14, 20.
- [12] 孙国红, 沈跃, 徐应明, 等. 基于多元统计分析的黄河水质评价方法[J]. 农业环境科学学报, 2011, 30(6): 1193-1199.
SUN Guo-hong, SHEN Yue, XU Ying-ming, et al. Water quality assessment of Yellow River based on multivariate statistical analysis[J]. *Journal of Agro-Environment Science*, 2011, 30(6): 1193-1199.
- [13] 顾岚. 时间序列分析在经济中的应用[M]. 北京: 中国统计出版社, 1994.
GU Lan. Application of time series analysis in economy[M]. Beijing: China Statistics Published, 1994.
- [14] Box G E P, Jenkins G M, Reinsel G C. Time series analysis forecasting and control(3rd edn)[M]. New Jersey: Prentice-Hall.
- [15] 高惠璇. 实用统计方法与SAS系统[M]. 北京: 北京大学出版社, 2001.
GAO Hui-xuan. Applied statistical method and SAS systems[M]. Beijing: Beijing University Published, 2001.
- [16] 王晓鹏, 曹广超, 等. 基于Box-Jenkins方法的青藏高原降水量时间序列分析建模与预测[J]. 数理统计与管理, 2008, 27(4): 565-570.
WANG Xiao-peng, CAO Guang-chao, et al. Time series analysis and forecast model of annual rain-fall on south of Qinghai plateau based on Box-Jenkins methods[J]. *Application of Statistics and Management*, 2008, 27(4): 565-570.

欢迎订阅 2012 年《农业环境与发展》

《农业环境与发展》创刊于1984年,是农业部主管、农业部环境保护科研监测所与中国农业生态环境保护协会联合主办的国家级综合指导类科技期刊,为中国科技核心期刊。传播农业可持续发展新思想、新观点、新方略,倡导农业生产、农民生活、农村生态协调发展理念,多视角、多层次、多学科地反映食品安全与健康、资源开发与利用、环境污染与防治、农业清洁生产与农村循环经济等热点问题,直接面向农业、环保、食品、能源、卫生等领域的科研、教学、生产、管理、技术推广人员与大众读者。同时,《农业环境与发展》将在重要版面上宣传各地农业环境保护成就。欢迎大家踊跃投稿,欢迎刊登广告。

《农业环境与发展》为双月刊,大16开,96页,逢双月25日出版,刊号ISSN 1005-4944, CN 12-1233/S,全国发行,各地邮电局(所)均可订阅,邮发代号6-40,2012年每册定价12.00元,全年72.00元。有漏订者可直接与编辑部联系订阅。本刊现有过刊合订本,需订购者请与本刊编辑部联系。

编辑部地址:天津市南开区复康路31号

邮政编码:300191

电话:022-23611149

传真:022-23674336

电子信箱:caed@vip.163.com

网址:www.aed.org.cn