

陈巴尔虎草原地下水影响因子分析与预测

长林¹, 周铁桩² (1. 呼伦贝尔学院数学与统计学院, 内蒙古呼伦贝尔 021008; 2. 海拉尔区气象局, 内蒙古呼伦贝尔 021008)

摘要 草原地下水是畜牧业水资源的重要组成部分,也是维系草原生态平衡的关键问题。以我国最佳植被条件的陈巴尔虎天然草原为例,在采用主成分分析法构建草原地下水主要影响因素评价指标体系的基础上,通过时间序列分析法建立了草原地下水位的短期预测模型。结果表明,从综合指标因子的贡献率来看,反映人为因素的综合指标是影响陈巴尔虎草原地下水水位的主要因素,其贡献率高达66.92%,远高于气候因素综合指标的贡献率。利用 ARMA 模型进行预测,得到了比较好的预测结果,预测误差均小于10%。因此,该模型可以短时期有效预测陈巴尔虎草原地下水水位。

关键词 地下水;影响因素;主成分分析法;时间序列分析法

中图分类号 P 333 文献标识码 A

文章编号 0517-6611(2021)03-0059-05

doi:10.3969/j.issn.0517-6611.2021.03.017



开放科学(资源服务)标识码(OSID):

Analysis and Prediction of Influencing Factors of Groundwater Level of Chenbarhu Grassland

CHANG Lin¹, ZHOU Tie-zhuang² (1. School of Mathematics and Statistics, Hulunbuir University, Hulunbuir, Inner Mongolia 021008; 2. Hailar District Meteorological Bureau, Hulunbuir, Inner Mongolia 021008)

Abstract Grassland groundwater is an important part of water resources for animal husbandry, and it is also a key issue to maintain grassland ecological balance. Taking Chenbarhu Grassland, which is the best vegetation condition in China as an example, the principal component analysis method was used to construct an evaluation index system of the main influencing factors of grassland groundwater level, and a short-term prediction model of grassland groundwater level was established by time series analysis. The results showed that according to the contribution rate of the comprehensive index factors, the comprehensive index reflecting human factors was the main factor affecting the groundwater level of the Chenbarhu Grassland, with a contribution rate of 66.92%, which was much higher than the contribution rate of the comprehensive index of climate factors. The ARMA model was used to make predictions, and good prediction results were obtained. The prediction errors are all less than 10%. Therefore, the model can effectively predict the groundwater level of Chenbarhu Grassland in a short period of time.

Key words Groundwater; Influencing factors; Principal component analysis; Time series analysis

地下水是水资源的重要组成部分,水资源管理的中心问题正在逐步转向地下水资源的定量评估和研究^[1]。研究地下水对于科学开发利用水资源,解决居民生活用水、工业用水和农田灌溉及草地用水等方面具有十分重要的价值。国际上对地下水的研究大体可分为4个阶段:19世纪中后期和20世纪60年代这两个阶段都是从单纯的公式对地下水进行分析;60年代后期,可以运用多维模型研究地下水,数学模型的发展速度得到明显提升;从70年代开始,随着微型计算机的面世,数值模拟法逐渐被熟知并得以快速发展,这已被认为是评价地下水资源的重要方法。我国地下水位的研 究根据《21世纪初期中国地下水资源开发利用》大体可分为4个阶段:20世纪50年代以前;50年代初至60年代中期;60年代中期至70年代末;80年代以后^[1]。第一阶段我国地下水的开采量很小,且主要涉及浅层地下水;从第二阶段开始,随着社会经济发展的必然,工业开采量急剧增加;第三阶段及第四阶段我国地下水大环境没有得到改善,由超采和不规范开采地下水所引发的问题愈演愈烈。

在全球气候干旱化以及不合理的人类活动背景下,在草原生态区域,地下水深度与草原植被覆盖度有着明显的相关性,不合理的开采使草原荒漠化加重,而造成植被生态

风险^[2-3],降水是草原地下水主要的补给源,而人工开采是最大的排泄项^[4-5]。煤炭资源的开发与经济发展以及农业灌溉用水、降雨量、蒸发量等因素是影响地下水变化的主要原因^[6-8]。

地下水位的预测方法研究也取得了一系列成果,如杨佳等^[9-10]应用时间序列分析法预测模拟贺兰县地下水动态变化发现,研究区地下水水位年际变化无明显波动,时间序列模型具有短期较高精度的预测功能;季节性指数平滑法短期预测地下水水位时也具有较高的精度^[11];王宇博等^[12]采用灰色GM(1,1)、叠加的马尔科夫链以及BP神经网络方法探究地下水预测模型的可靠性。

草原地下水资源是草原畜牧业经济发展的主要资源,也是维系草原生态可持续发展的关键问题。呼伦贝尔草原是内蒙古中东部生态防线的起点,其生态功能和作用不仅在该地区的气候调节、水源涵养、防沙和水资源保护中发挥着重要的生态作用,而且为北方地区免受沙尘暴侵袭提供保障,是邻近省区生态安全线的出发点,也是当地生态环境和经济协调发展的基础^[13]。有关呼伦贝尔草原沙化、退化及气候等生态问题的研究得到了专家学者的广泛关注^[14-19],而关于呼伦贝尔草原地下水资源针对性的研究尚未涉及。该研究基于研究区气象站地下水观测井逐月监测数据,重点分析了人为因素与自然因素对草原地下水水位的影响,同时也建立了草原地下水预测模型,以期草原地区地下水资源可持续利用与草原生态环境保护提供理论依据。

1 研究地区概况及数据来源

1.1 研究区概况 陈巴尔草原位于呼伦贝尔大草原的中

基金项目 内蒙古自治区第三次农牧业普查研究课题(NMG2016NP021);呼伦贝尔学院科学技术研究项目(2019FDYB17);内蒙古自治区高等学校科学研究项目(NJZY18227);内蒙古社科规划项目(2019NDB060)。

作者简介 长林(1980—),男,内蒙古通辽人,讲师,硕士,从事应用统计分析与生态环境研究。

收稿日期 2020-09-21; **修回日期** 2020-10-29

心,面积 158 万 hm^2 ,占呼伦贝尔草原总面积的 24%左右,是世界唯一的纯天然草甸草原。年平均降水量 333 mm,年平均蒸发量 1 294.45 mm;年平均地下水位 2.84 m,近 16 年来,最低水位为 2005 年 3.82 m、最高水位为 2013 年 1.90 m,之后有下降趋势(图 1);2004—2019 年,月平均水位 1—7 月有逐月明显上升趋势,7 月为水位最高时刻(图 2);之后 2 个月水位开始下降,而 10 月是一个拐点,之后水位持续下降到次年 1 月达到最低值。

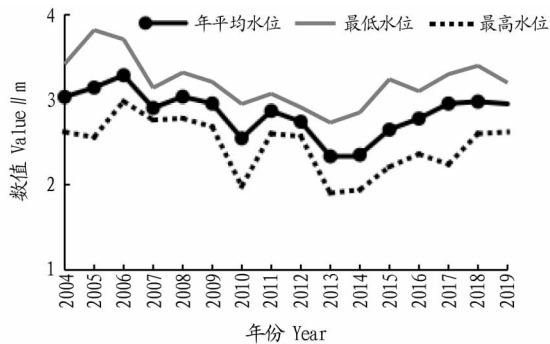


图 1 陈巴尔虎草原 2004—2019 年地下水位趋势

Fig. 1 The trend of groundwater level in Chenbarhu Grassland from 2004 to 2019

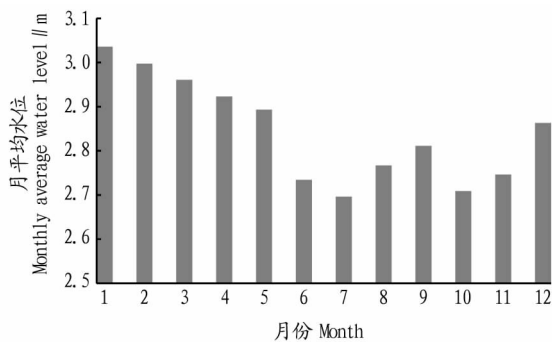


图 2 陈巴尔虎草原月平均地下水位变化

Fig. 2 Change of monthly average groundwater level in Chenbarhu Grassland

1.2 数据来源及处理 收集的地下水位数据为陈巴尔虎旗气象站近 16 年连续有效观测的监测数据,监测井地理位置海拔 576.6 m,119°26'00"E,49°19'00"N,是研究区气象站较完整的监测数据。其他气象数据由呼伦贝尔市海拉尔区气象局提供,人为因素相关数据来自《呼伦贝尔市统计年鉴》。数据分析采用 Excel 2017,SPSS 19,Eviews 等统计软件。

2 陈巴尔虎草原地下水位影响因素分析

主成分分析法是利用降维思想,在确保损失很少信息的前提下,将有重叠信息的多个指标转化为几个独立的综合指标的多元统计分析方法。草原地下水的影响因素分析中,降水量、蒸发量、气温、开采量和农业灌溉用水等因素^[2-8]是常用的几个指标。

结合研究区地下水位相关因素的可得性,主要选取降水量、蒸发量、农作物播种面积、造林面积、牲畜总头数、工业总产值、人口 7 个指标,依次记为 $V_1 \sim V_7$ 。其中,降水和蒸发量是主要气象因素指标;农作物播种面积、造林面积、牲畜总头

数 3 个指标主要衡量农林畜牧业用水对地下水的影响;工业总产值体现了研究区工业发展规模和程度,也是研究区开采量的间接指标;选中人口指标是为了体现地区居民生活用水以及其他人为活动对地下水的影响。

对影响陈巴尔虎草原地下水位 7 个因素进行主成分分析。通过分析结果可得,前 2 个主成分 y_1, y_2 的累积贡献率高达 88.643%,基本包含了所有影响因素的原始信息。因此,利用主成分 y_1, y_2 代表原来的 7 个指标评价陈巴尔虎草原地下水位符合要求。选取 y_1 为第一主成分、 y_2 为第二主成分,原始数据信息得到了基本保留,同时又起到了降维的效果,在损失较少信息的基础上得出了最优的操作方案。同时得到成分矩阵(表 1)。

表 1 成分矩阵

Table 1 Composition matrix

| 指标 Index | 成分 Component | |
|-------------|--------------|--------|
| | 1 | 2 |
| V_1 | 0.292 | -0.853 |
| V_2 | -0.236 | 0.854 |
| V_3 | 0.916 | 0.189 |
| V_4 | 0.998 | 0.023 |
| V_5 | -0.895 | -0.101 |
| V_6 | 0.981 | 0.126 |
| V_7 | 0.972 | 0.041 |

根据表 1 可得,主成分分析的第一个主成分和第二个主成分的系数,用成分矩阵除以对应特征根的平方根,2 个主成分的系数见表 2。

表 2 主成分系数

Table 2 Principal component coefficient

| 指标 Index | 主成分 1 Principal component 1 | 主成分 2 Principal component 2 |
|-------------|--------------------------------|--------------------------------|
| V_1 | 0.292 | -0.853 |
| V_2 | -0.236 | 0.854 |
| V_3 | 0.916 | 0.189 |
| V_4 | 0.998 | 0.023 |
| V_5 | -0.895 | -0.101 |
| V_6 | 0.981 | 0.126 |
| V_7 | 0.972 | 0.041 |

由表 2 得到的前 2 个主成分 y_1, y_2 的线性组合为:

$$y_1 = 0.292x_1^* - 0.236x_2^* + 0.916x_3^* + 0.998x_4^* - 0.895x_5^* + 0.981x_6^* + 0.972x_7^*$$

$$y_2 = -0.853x_1^* + 0.854x_2^* + 0.189x_3^* + 0.023x_4^* - 0.101x_5^* + 0.126x_6^* + 0.041x_7^*$$

式中, $x_1^*, x_2^*, x_3^*, x_4^*, x_5^*, x_6^*, x_7^*$ 表示对原始变量降水量、蒸发量、农作物播种面积、造林面积、牲畜总头数、工业总产值和人口标准化后的变量。

该研究通过主成分分析法有效消除了原始 7 个指标间可能存在的依赖性,而保留了具有代表性的 2 个独立的综合指标。由主成分数学模型可得,第一个主成分的线性组合中,除降水量 V_1 和蒸发量 V_2 外,其他变量的系数差距较小,所以将第一主成分可看成农作物播种面积、造林面积、牲畜

总头数、工业总产值和人口(即 $V_3、V_4、V_5、V_6、V_7$)的综合变量。由 y_1 来评价该地区的地下水位已有 66.921% 的把握,且这 5 个单项指标在第一个主成分 y_1 中所占的比重相当,说明这 5 个指标用于衡量该地区的地下水位时每一项都是必不可少的,可以解释为第一主成分反映了人为因素的变动对地下水位的影响。第二个主成分可以看成是降水量和蒸发量的综合变量,由 y_2 来评价该地区的地下水位已有 21.723% 的把握,且累计贡献率高达 88.643%,降水量和蒸发量在第二个主成分中所占的比重相当,说明这 2 个指标用于衡量该地区的地下水位时每一项同样是必不可少的,故 y_2 可以解释为第二主成分反映了气候因素的变动对地下水位的影响。

在计算主成分的排序问题上,用综合评价函数 $F = a_1y_1 + a_2y_2 + \dots + a_p y_p$ 对主成分进行排序,即:

$$F = 66.921y_1 + 21.723y_2$$

由于 y_1 是反映农作物播种面积、造林面积、牲畜总头数、工业总产值和人口的人为因素综合变量,其方差贡献率为 66.921%; y_2 是反映降水量和蒸发量的气候因素综合变量,方差贡献率为 21.723%。由此可认为,在该地区地下水位的主要影响因素中,人为因素所占比例要远高于气候因素所占的比例。说明随着我国经济的高速发展,国内经济大环境处于良好状态,陈巴尔虎草原地区的经济也在逐步提升,工业总产值增长的速度更为迅猛,人口数、农作物播种面积、造林面积、牲畜总头数的总值呈现出一种稳定提升的状态,因而研究区人为因素对地下水位的影响程度更大,气候因素对地下水位的影响程度相对较小。

3 陈巴尔虎草原地下水位预测模型

时间序列就是按时间顺序记录的一系列有序数据。观察和研究时间序列,寻找其发展的一系列规律,预测其未来趋势,称为时间序列分析^[3]。时间序列分析有助于系统分析、系统描述、未来预测、决策和控制。时间序列预测方法也称为历史数据扩展预测方法,即对现有时间序列进行分析和编译,深入了解和掌握该序列的发展过程、方向和趋势,从而预测或延长下一时间段可能达到的水平。

ARMA 模型是近代时序分析中较为公认的时间序列预测方法之一,在金融、农业、市场等各个领域有着广泛的应用。该课题采用陈巴尔虎草原 2004—2018 年地下水位数据序列 H 建立 ARMA 模型,用 2019 年数据检验拟合效果,进而预测 2020 年研究区地下水位。

3.1 描述性分析 2004—2018 年陈巴尔虎草原地下水位序列如图 3 所示,从图中可知,序列 H 呈现阶段性先下降后增长趋势。

3.2 自相关检验 序列 H 的自相关检验结果如图 4 所示。从自相关系数可以看出, P 小于 0.05, 序列存在自相关,自相关和偏自相关系数是明显截尾的, ACF 在第 12 期之后才逐渐衰减,偏自相关在第 1 期显著、第 19 期的时候落在 2 倍标准差的边缘, MA 最高阶数为 1, 为防止过度拟合,最适合的阶数可能为 ARMA(1,0)、ARMA(3,1)、ARMA(1,3)、ARMA(3,3)。

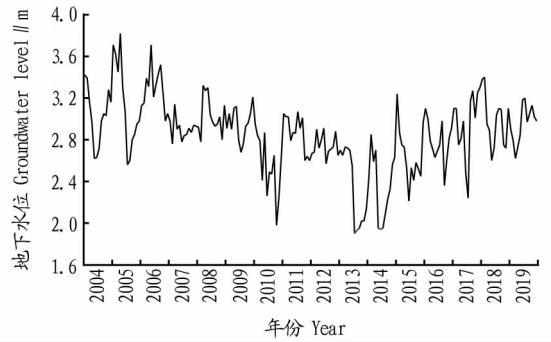


图 3 Q 线型图
Fig. 3 Q line chart

| Correlogram of H | | | | | | |
|----------------------------|---------------------|--------|--------|--------|------|--|
| Date: 03/26/20 Time: 20:40 | | | | | | |
| Sample: 2004M01 2019M12 | | | | | | |
| Included observations: 192 | | | | | | |
| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
| 1 | 0.759 | 0.759 | 112.36 | 0.000 | | |
| 2 | 0.603 | 0.062 | 183.55 | 0.000 | | |
| 3 | 0.446 | -0.073 | 222.69 | 0.000 | | |
| 4 | 0.354 | 0.049 | 247.45 | 0.000 | | |
| 5 | 0.281 | 0.013 | 263.14 | 0.000 | | |
| 6 | 0.244 | 0.043 | 275.08 | 0.000 | | |
| 7 | 0.218 | 0.027 | 284.64 | 0.000 | | |
| 8 | 0.230 | 0.091 | 295.38 | 0.000 | | |
| 9 | 0.279 | 0.142 | 311.27 | 0.000 | | |
| 10 | 0.355 | 0.157 | 337.04 | 0.000 | | |
| 11 | 0.388 | 0.038 | 368.09 | 0.000 | | |
| 12 | 0.426 | 0.101 | 405.58 | 0.000 | | |
| 13 | 0.372 | -0.095 | 434.31 | 0.000 | | |
| 14 | 0.307 | -0.052 | 454.05 | 0.000 | | |
| 15 | 0.291 | 0.121 | 471.88 | 0.000 | | |
| 16 | 0.244 | -0.048 | 484.46 | 0.000 | | |
| 17 | 0.195 | -0.041 | 492.51 | 0.000 | | |
| 18 | 0.185 | 0.075 | 499.81 | 0.000 | | |
| 19 | 0.240 | 0.165 | 512.16 | 0.000 | | |
| 20 | 0.278 | 0.021 | 528.93 | 0.000 | | |
| 21 | 0.288 | -0.064 | 547.04 | 0.000 | | |
| 22 | 0.277 | -0.049 | 563.82 | 0.000 | | |
| 23 | 0.259 | 0.009 | 578.58 | 0.000 | | |
| 24 | 0.209 | -0.090 | 588.31 | 0.000 | | |
| 25 | 0.178 | -0.010 | 595.40 | 0.000 | | |
| 26 | 0.110 | -0.064 | 598.12 | 0.000 | | |
| 27 | 0.048 | -0.090 | 598.64 | 0.000 | | |
| 28 | 0.060 | 0.138 | 599.45 | 0.000 | | |
| 29 | 0.021 | -0.126 | 599.55 | 0.000 | | |
| 30 | 0.035 | -0.024 | 599.83 | 0.000 | | |
| 31 | 0.082 | 0.052 | 601.38 | 0.000 | | |
| 32 | 0.112 | -0.026 | 604.30 | 0.000 | | |
| 33 | 0.148 | 0.079 | 609.47 | 0.000 | | |
| 34 | 0.158 | -0.028 | 615.32 | 0.000 | | |
| 35 | 0.188 | 0.063 | 623.69 | 0.000 | | |
| 36 | 0.175 | 0.050 | 631.00 | 0.000 | | |

图 4 自相关检验

Fig. 4 Autocorrelation test

3.3 数据平稳性检验 平稳性检验结果采用 ADF 单位根检验。检验结果表明,序列在 1% 置信水平下显著,表明序列平稳,不存在单位根。

3.4 模型估计 由于序列平稳,接下来可以用 ARMA 模型进行分析。ARMA(p, q) 的自相关系数和偏相关系数均是拖尾的,对不同阶数模型进行检验比较,根据 AIC、SC 准则(二者之和最小),最优模型见表 3。由表 3 可知,模型 ARMA(1,0) 残差最小, AIC、SC 的和最小,模型的拟合优度最高,为最优模型。根据模型回归结果可知,参数估计值具有统计意义。其展开式如下:

$$H = 2.856\ 458\ 905\ 520 + [AR(1) = 0.766\ 075\ 156\ 906,$$

UNCOND, ESTSMPL="2004M01 2019M12"]

表3 模型回归结果统计

Table 3 Statistics of model regression results

| 模型 Model | AIC | SC | R ² |
|-------------|------------|------------|----------------|
| ARMA(1,0)* | -0.067 928 | -0.017 029 | 0.584 564 |
| ARMA(0,1)* | 0.313 671 | 0.364 570 | 0.389 920 |
| ARMA(1,1) | -0.093 723 | -0.027 293 | 0.586 738 |
| ARMA(1,2) | -0.099 440 | -0.033 010 | 0.589 127 |
| ARMA(2,1)* | -0.070 555 | -0.002 691 | 0.590 041 |
| ARMA(2,2) | 0.320 807 | 0.387 237 | 0.374 632 |

注: *表示该模型的变量均显著

Note: * indicated that the variables of the model are significant

3.5 模型检验 ARMA模型参数估计后,应检验模型是否正确。通过残差序列的白噪声检验来检验模型的有效性。残差序列的白噪声检验常用的是Q统计量检验,模型残差自相关检验见图5。

从图5可以看到,残差序列的样本自相关函数都在95%的置信区间以内,从滞后1阶到36阶的自相关函数相应的P都大于检验水平0.05,因此模型估计结果的残差序列不存在自相关。

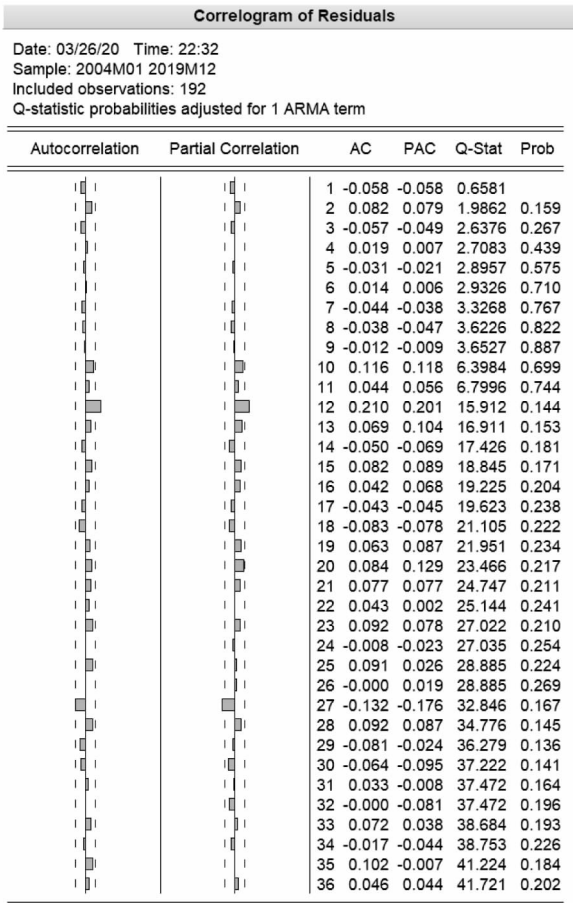


图5 残差Q检验结果

Fig. 5 Residual Q test results

3.6 模型预测 根据上述分析,建立的ARMA(1,0)模型是合适的,可以用来进行预测,利用Eviews对Q数据进行预测,结果如图6所示,红色是预测置信区间,随着向后预测期

的增加,预测置信区间变大,表明预测期越往后,模型预测精度越差。

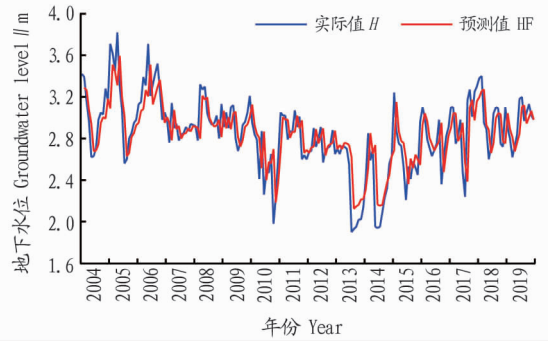


图6 实际值H与预测值HF折线图

Fig. 6 Line chart of actual value and predicted value

经预测,误差均小于10%,较为精确,2019年预测值HF与实际值H的误差(M)情况如表4所示。

表4 2019年预测值和误差

Table 4 2019 forecast values and errors

| 时间 Time | 实际值H Actual value | 预测值HF Predictive value | 误差M Error |
|------------|----------------------|---------------------------|---------------------------|
| 2019-01 | 2.90 | 3.043 029 687 685 734 | 0.049 320 581 960 597 93 |
| 2019-02 | 2.80 | 2.889 814 656 304 628 | 0.032 076 662 965 938 59 |
| 2019-03 | 2.62 | 2.813 207 140 614 075 | 0.073 743 183 440 486 54 |
| 2019-04 | 2.73 | 2.675 313 612 371 080 | -0.020 031 643 820 117 33 |
| 2019-05 | 2.84 | 2.759 581 879 630 688 | -0.028 316 239 566 659 06 |
| 2019-06 | 3.18 | 2.943 850 146 890 296 | -0.074 260 960 097 391 20 |
| 2019-07 | 3.20 | 3.104 315 700 238 176 | -0.029 901 343 675 569 90 |
| 2019-08 | 2.97 | 3.119 637 203 376 287 | 0.050 382 896 759 692 50 |
| 2019-09 | 3.05 | 2.943 439 917 288 016 | -0.034 937 732 036 716 19 |
| 2019-10 | 3.13 | 3.004 725 929 840 458 | -0.040 023 664 587 713 20 |
| 2019-11 | 3.02 | 3.066 011 942 392 900 | 0.015 235 742 514 205 21 |
| 2019-12 | 2.98 | 2.981 743 675 133 292 | 0.000 585 125 883 654 96 |

从表4可知,误差均小于10%,模型比较准确。利用此模型对2020年陈巴尔虎草原地下水位数据进行预测,2020年的预测结果见表5。

表5 2020年陈巴尔虎草原地下水位预测值

Table 5 Predicted groundwater level of Chenbarhu Grassland in 2020

| 时间 Time | 预测值HF Predictive value | 实际值H Actual value |
|------------|---------------------------|----------------------|
| 2020-01 | 2.951 100 668 857 071 | 3.00 |
| 2020-02 | 2.928 961 609 217 286 | 2.97 |
| 2020-03 | 2.912 001 425 629 997 | |
| 2020-04 | 2.899 008 650 327 218 | |
| 2020-05 | 2.889 055 207 948 503 | |
| 2020-06 | 2.881 430 123 016 480 | |
| 2020-07 | 2.875 588 734 880 761 | |
| 2020-08 | 2.871 113 792 548 145 | |
| 2020-09 | 2.867 685 650 398 543 | |
| 2020-10 | 2.865 059 435 863 392 | |
| 2020-11 | 2.863 047 558 151 310 | |
| 2020-12 | 2.861 506 308 617 350 | |
| 平均 Average | 2.888 797 | |

由表5可知,2020年陈巴尔虎草原地下水位预测结果与1月和2月实际值比较接近,误差均在10%以内,预测精度较高。2020年研究区平均地下水位为2.888 797 m,较上一年有上升趋势。

4 小结

(1)人为因素的综合指标是影响研究区地下水位的主要因素,其贡献率高达66.92%,远高于气候因素综合指标的贡献率。

(2)2004—2019年,研究区年平均地下水位波动较小,7月和10月为研究区地下水位相对较高时期,1月为水位最低时刻。

(3)利用ARMA模型短期预测该区域地下水位精度较高,预测误差均小于10%,预测比较精确。说明该模型可以短时期有效预测陈巴尔虎草原地下水位,具有一定的参考价值。

参考文献

- [1] 张盼,刘文兆.应用时间序列模型分析长武塬区地下水水位的变化特征[J].水土保持研究,2010,17(3):22-27.
- [2] 刘华琳,徐晓民,焦瑞,等.达茂旗草原植被生态与地下水覆盖量风险研究[J].水利科技与经济,2015,21(4):38-40.
- [3] 彭芳,田志强,岳瑞,等.乌兰布和分洪区地下水位特征及主要影响因素分析[J].中国农村水利水电,2013(11):37-40.
- [4] 张志鹏,郭建英,董智,等.地下水埋深对典型草原河岸植被的影响[J].灌溉排水学报,2013,32(6):46-49.
- [5] 贾利民,廖梓龙,龙胤慧,等.典型草原区河谷带地下水位对水均衡要

(上接第52页)

较高,遭受逆境伤害的程度也较深,不利于番茄苗后期生长,其中T₁组番茄苗长势较缓慢,会出现叶片发黄、缺乏营养的现象,说明发酵菌糠不适合单独用作番茄育苗基质。根据上述结果,后期可继续优化菌糠、河沙、草炭的比例,以得到更优番茄育苗基质。另外,可探究EM菌发酵菌糠添加泥炭、有机肥等制成栽培基质,扩大海鲜菇菌糠的可利用范围。

将T₄与T₃组进行比较可看出,T₄组草炭比例较T₃组高5个百分点,但T₃组光合作用强度、叶绿素含量、丙二醛含量均与T₄组间差异不显著,但番茄幼苗形态指标有一定差异。推测是由于草炭更适合植物育苗与生长。草炭是短期不可再生资源,其形成需要时间的积累和环境的变化,因而寻找草炭的替代物越来越受到人们的关注。可以根据试验数据优化T₃组各成分配比,探究更适合番茄育苗及生长的海鲜菇菌糠复合基质,这对节约草炭资源有一定意义。

参考文献

- [1] 侯立娟,姚方杰,高丙,等.食用菌菌糠再利用研究概述[J].中国食用菌,2008,27(3):6-8.
- [2] 彭涛,余水静,程素.食用菌菌糠综合利用研究进展[J].安徽农业科学,2016,44(9):78-80.

- 素变化的响应[J].节水灌溉,2016(12):76-79,84.
- [6] 郑玉峰,王占义,方彪,等.鄂尔多斯市2005—2014年地下水位变化[J].中国沙漠,2015,35(4):1036-1040.
- [7] 宋卫士,杨淑香.呼伦贝尔市地下水位变化情况及对策[J].现代农业科技,2013(17):223-224.
- [8] 宋卫士.2011年内蒙古呼伦贝尔市地下水位变化状况评估分析[J].畜牧与饲料科学,2015,36(10):70-72.
- [9] 杨佳,钱会.时间序列分析在地下水位动态预测中的应用[J].水资源与水工程学报,2015,26(1):58-62.
- [10] 张展羽,梁振华,冯宝平,等.基于主成分一时间序列模型的地下水位预测[J].水科学进展,2017,28(3):415-420.
- [11] 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[J].工程勘察,2000,28(2):25-27.
- [12] 王宇博,梁秀娟,乔雨,等.地下水位预测模型对比分析研究[J].节水灌溉,2015(7):58-61.
- [13] 长林.呼伦贝尔草原面积退化预测模型的研究[D].哈尔滨:东北林业大学,2014.
- [14] 陈秋红,周尧治,辛晓平.近50年来呼伦贝尔草原沙漠化主要影响因素的定量分析[J].中国人口·资源与环境,2008,18(5):200-204.
- [15] ALWARD R D, DETLING J K, MILCHUNAS D G. Grassland vegetation changes and nocturnal global warming [J]. Science, 1999, 283(5399): 229-231.
- [16] WIGLEY T M L, RAPER S C B. Interpretation of high projections for global-mean warming [J]. Science, 2001, 293(5529): 451-454.
- [17] 张戈丽,徐兴良,周才平,等.近30年来呼伦贝尔地区草地植被变化对气候变化的响应[J].地理学报,2011,66(1):47-58.
- [18] WALKER B H, STAFFEN W L, CANADELL J, et al. The terrestrial biosphere and global change [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1999: 1-18.
- [19] XU J X. The water fluxes of the Yellow River to the sea in the past 50 years, in response to climate change and human activities [J]. Environmental management, 2005, 35(5): 620-631.

- [3] 陈智毅,赵晓丽,刘学铭.金针菇菌糠堆肥生产有机肥研究[J].中国食用菌,2012,31(4):30-31.
- [4] 陈世昌,常介田,张变莉.菌糠复合基质在番茄育苗上的效果[J].中国土壤与肥料,2011(1):73-75,79.
- [5] 张国胜,王豹祥,张朝辉,等.食用菌菌糠替代草炭制备烤烟漂浮育苗基质研究[J].河南农业科学,2011,40(3):52-55.
- [6] 田聪聪,乜兰春,张哲,等.非草炭依赖型甜椒育苗基质筛选[J].北方园艺,2014(6):1-4.
- [7] MEDINA E, PAREDES C, PÉREZ-MURCIA M D, et al. Spent mushroom substrates as component of growing media for germination and growth of horticultural plants [J]. Bioresource technology, 2009, 100(18): 4227-4232.
- [8] 韩玉珠,宋述尧.稻草配施生物菌剂对大棚连作土壤的改良效果[J].湖北农业科学,2012,51(8):1544-1547.
- [9] 余水静,彭涛,雷强,等.EM菌对秀珍菇菌糠堆肥发酵过程的动态影响[J].科学技术与工程,2017,17(34):186-190.
- [10] 郑丹,王轶,赵春霞,等.利用高温发酵菌糠研制水稻育秧基质[J].中国农业大学学报,2016,21(10):23-29.
- [11] 赵义平,张红艳,武建,等.甜瓜适龄壮苗生产技术规程:DB21/T 1967—2016[S].辽宁省质量技术监督局,2016.
- [12] 郭世荣.无土栽培学[M].北京:中国农业出版社,2003.
- [13] 陈旭升,朱绍琳.测定棉叶光合强度改良半叶法再改良[J].中国棉花,1990,17(6):30.
- [14] 毛碧增,贺满桥,陈丽雨,等.蘑菇菌糠复配生物基质对番茄营养生长及光合作用的影响[J].核农学报,2015,29(9):1821-1827.
- [15] 陈福明,陈顺伟.混合液法测定叶绿素含量的研究[J].林业科技通讯,1984(2):4-8.
- [16] 郑炳松.现代植物生理生化研究技术[M].北京:气象出版社,2006.