

黄土高原地区干旱长期变化趋势及预测

张建兴, 马孝义, 赵文举, 郝晶晶, 屈金娜

(西北农林科技大学旱区农业水土工程教育部重点实验室, 陕西 杨凌 712100)

摘 要: 根据黄土高原地区 21 个分布较为均匀的气象站 1957~2001 年的降水资料, 应用 Mann-Kendall 趋势检验方法对其年、季气象旱涝指标的变化趋势进行分析, 同时分析该区水文干旱和农业干旱变化趋势, 结果表明: 黄土高原地区年、夏、秋和冬季有向干旱化发展趋势, 春季有向湿润化发展趋势; 夏、秋季的干旱化趋势造成了年干旱化趋势。以渭河流域为例, 黄土高原地区地表水资源呈显著性减少趋势, 气象干旱可能是造成水文干旱的主要原因。黄土高原各省份旱情呈逐年代加重态势, 尤其是进入 20 世纪 90 年代后趋势更加明显。用灰色—Markov 链模型对该区旱涝指标进行预测, 模型平均精度为 88.26%。

关键词: 干旱; 趋势; 预测; Mann-Kendall 检验; 灰色预测模型; Markov 链; 黄土高原

中图分类号: S162.1; S165.25 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-7601(2008)03-0001-06

黄土高原属温和半湿润气候区向温和半干旱、温和干旱气候区的过渡带; 多年平均降水量 464.1 mm, 年际变化较大, 汛期降水量占年降水量的 60% 以上; 多年平均温度 8.8℃^[1]。该区西北部临近大陆干旱气候区, 受到沙漠化的严重威胁, 其它地区植被缺乏, 水土流失极为严重, 而农田又较多, 且多为雨养农业^[2,3]。随着全球气候变暖^[4], 黄土高原地区有向暖干化趋势发展, 使农业干旱灾害不断加剧^[5~7], 因此, 研究黄土高原地区干旱化趋势及对其做出预测, 对防灾减灾、经济发展决策和西部开发具有重要意义。对于区域干旱问题研究的难点在于它既包含了地表水分收支的自然变化, 又受到人类活动的严重干扰。已有的研究表明通过对降水量变化的分析可在一定程度上揭示区域干旱的诸多特征^[8,9], 而目前对如何定量分析区域干旱的变化特征的定量分析还不深入; 对干旱趋势预测多采用回归方程^[10~12]和马尔可夫模型^[13,14]等, 这些模型的

预测结果也存在预测精度不高的缺点, 因此, 本文试图以降水量标准差指标为基础定量研究黄土高原地区气象干旱变化特征, 分析气象干旱与水文干旱、农业干旱的关系, 并采用灰色-Markov 链模型对该区气象干旱进行预测, 以期为该区农业生产提供科学的依据。

1 黄土高原地区气象干旱的变化趋势分析

采用降雨量标准差指标进行分析, 该指标由学者徐尔灏提出^[15]。假定年降雨量在服从正态分布的基础上, 用降雨量的标准差来划分旱涝等级, 即:

$$k = \frac{p - \bar{p}}{\sigma} \tag{1}$$

式中, k 即为旱涝标准差指标; p 为某年降雨量; $\bar{p}$ 为多年平均年降雨量; σ 为降雨量的均方差。该指标划分的标准如表 1 所示。

表 1 旱涝标准差指标划分标准
Table 1 The standard of drought normal-error

分级 Degree	大涝 Heavy waterlogging	涝 Waterlogging	正常 Normal	旱 Drought	大旱 Heavy drought
k 值范围 The scope of k	>2.0	1.0~2.0	1.0~-1.0	-1.0~-2.0	<-2.0

收稿日期: 2007-12-10
基金项目: 国家自然科学基金项目(50479052); 国家科技支撑计划课题(2006BAD11B04); 西北农林科技大学青年学术骨干计划资助课题
作者简介: 张建兴(1982—), 男, 山西晋城人, 硕士, 主要从事农业水土工程方面研究。E-mail: zhjianxing820417@163.com.
通讯作者: 马孝义(1965—), 男, 陕西凤翔人, 博士, 教授, 博士生导师, 主要从事农业水土工程方面研究。E-mail: xiaoyimasl@yahoo.com.cn.

1.1 年旱涝指标年际变化趋势

根据式(1)计算出的黄土高原地区年旱涝指标年际变化曲线如图 1 所示。从图 1 可以看出,黄土高原地区旱涝指标在 1957~1975 年间变化剧烈,旱涝年份交替出现;1976 年后,旱涝指标主要在-1.0~1.0 之间变化,变化幅度明显减小。黄土高原地区旱涝指标数值总体上呈微弱减小趋势,说明该区有向干旱化方向发展的趋势;进入 1990 年后,其减小趋势较前期明显,这与文献[3~5]的结论基本一致。

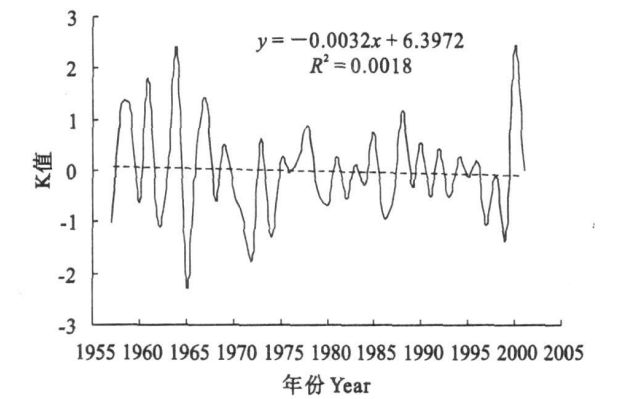


图 1 黄土高原年干旱指标年际变化

Fig.1 The multi-year changing curve of annual drought index in the Loess Plateau

为进一步分析黄土高原地区旱涝指标数值减少趋势的显著性,用 Mann-Kendall 趋势检验对其进行验证。Mann-Kendal 作为一种非参数趋势检验,该

方法的变量可以不具有正态分布特征,因此适用于水文和气象变量的趋势检验^[16]。方法为:假定有 $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ 的时间序列变量, n 为时间序列的长度,定义统计量 S :

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \tag{2}$$
$$\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1 & x_j - x_i > 0 \\ 0 & x_j - x_i = 0 \\ -1 & x_j - x_i < 0 \end{cases}$$

式中, x_i, x_j 分别为 i, j 年相应的测量值,且 $j > i$ 。

然后计算 $Var(S)$, $Var(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18}$

$$Z_S = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} & S < 0 \end{cases} \tag{3}$$

式中, Z_S 是一个正态分布的统计量。 Z_S 值为正,表示序列有上升趋势, Z_S 值为负,表示序列有下降趋势;同时定义了显著性水平 α 。

对黄土高原地区年旱涝指标进行 Mann-Kendall 检验,分析结果见表 2。从表 2 可以看出,该区 1957~2001、1990~2001 两时段 Z_S 值均为负值,说明旱涝指标数值确实呈减小趋势;但两时段 Z_S 值都小于 1.96,未能通过置信度水平 $\alpha=0.05$ 的显著性检验。

表 2 黄土高原地区旱涝指标的 Mann-Kendall 检验

Table 2 Mann-Kendall test for annual and seasonal drought index series of the Loess Plateau

项目 Item	序列初年 Series original	序列末年 Series end	序列长 Series length (a)	Z_S 值 Z_S	显著水平 Prominent level	项目 Item	序列初年 Series original	序列末年 Series end	序列长 Series length (a)	Z_S 值 Z_S	显著水平 Prominent level
年 Year	1957	2001	45	-0.28	—	年 Year	1990	2001	12	-0.34	—
春季 Spring	1957	2001	45	0.15	—	春季 Spring	1990	2001	12	0.26	—
夏季 Summer	1957	2001	45	-2.06	0.05	夏季 Summer	1990	2001	12	-2.13	0.05
秋季 Autumn	1957	2001	45	-2.33	0.05	秋季 Autumn	1990	2001	12	-2.79	0.01
冬季 Winter	1957	2001	45	-0.40	—	冬季 Winter	1990	2001	12	-0.24	—

1.2 季旱涝指标年际变化趋势

季旱涝指标年际变化曲线如图 2 所示。从图 2 可以看出,黄土高原地区夏、秋季旱涝指标在 20 世纪 60 年代、80 年代平均值较高,90 年代后呈减小趋势,冬、春两季旱涝指标则呈现“多~少~多~少”的阶段变化特点;夏、秋、冬季旱涝指标总体上呈减小趋势,有向干旱化趋势发展,春季旱涝指标总体上呈微弱增加趋势,有向湿润化趋势发展。四季旱涝指标的 Mann-Kendall 检验如表 2 所示。可看出,

只有夏、秋季旱涝指标减小趋势通过了置信度水平为 0.05 的显著性检验。计算得出的四季旱涝指标与年旱涝指标的相关系数分别为 0.341、0.815、0.518、0.078,只有春、夏和秋季的相关系数通过了置信度水平为 0.05 的相关系数检验表的检验,因此认为春、夏和秋季旱涝指标对年指标影响显著,但由于夏、秋季降水量占全年降水量的 80% 以上,因此认为,夏、秋季干旱化趋势造成了年干旱化趋势。

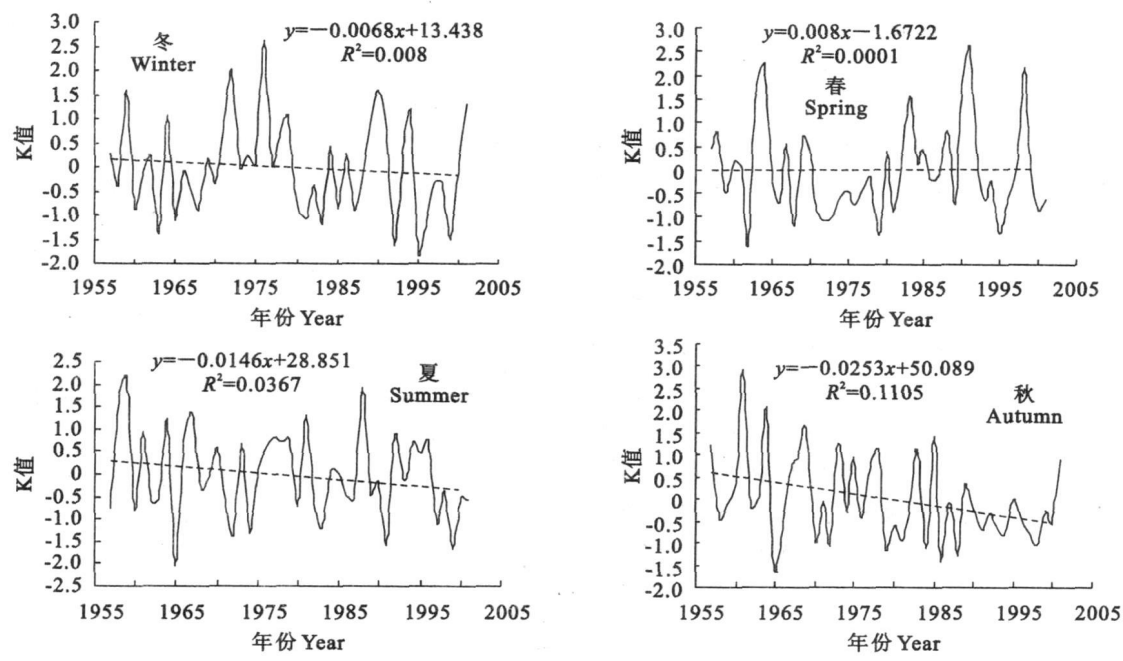


图 2 黄土高原季旱涝指标年际变化

Fig.2 The multi-year changing curve of seasonal drought index in the Loess Plateau

2 黄土高原地区水文干旱和农业干旱变化趋势分析

2.1 水文干旱的变化趋势

径流量变化趋势可一定程度反映出水文干旱变化情况^[17,18]。以渭河流域为例,说明黄土高原地区水文干旱化趋势及其与气象干旱的关系。渭河是黄土高原地区一支代表性的河流,其径流量年际变化曲线和差积曲线分别如图 3、4 所示。可以看出渭河流域径流量在 45 年来呈现明显阶段性变化,在 20 世纪 50 年代末期至 70 年代初呈增加趋势,70 年代开始呈减少趋势。渭河流域径流量总体上呈现减少

趋势,尤其是进入 90 年代后,减少趋势更加明显。根据 Mann-Kendall 趋势检验 ($Z_S = -3.49$),其减少趋势通过了置信度水平为 0.01 的显著性检验。根据统计分析,渭河流域径流量与该地区旱涝化指标的相关系数为 0.4284,通过了显著性水平为 0.01 的显著性检验,说明干旱化趋势对其地表水资源的减少有重要影响;分析 1957~2001 年其径流量与旱涝指标的归一化曲线(图略)表明,年径流量与年旱涝指标的变化非常相近,同时分析 1957~1989、1990~2001 两时段旱涝指标与径流的相关性(图略),其关系趋势线几乎平行,这可能表明气象干旱化趋势是该区水文干旱的主要原因。

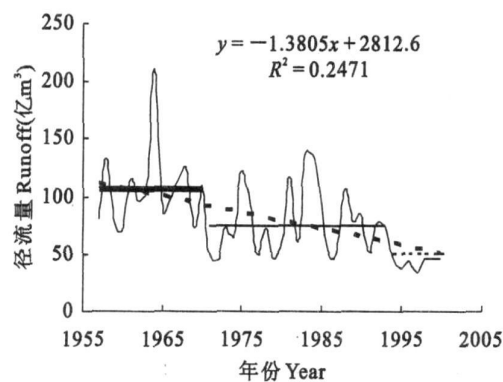


图 3 渭河径流量年际变化

Fig.3 The multi-year changing curve of runoff in Weihe River basin

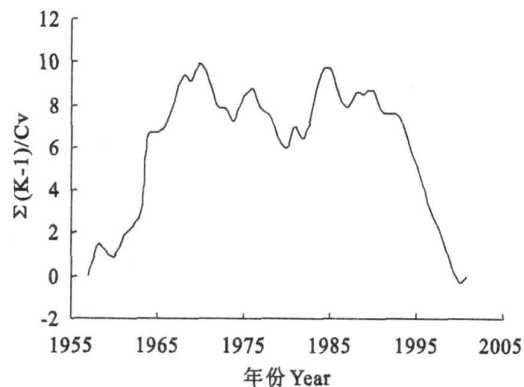


图 4 渭河径流量差积

Fig.4 The difference accumulation of annual runoff in Weihe River basin

2.2 农业干旱的变化趋势

受旱面积是反映农业旱情轻重程度的重要指标之一^[19]。黄土高原地区多年平均受旱面积 83.3 万 hm^2 ,图 5 为黄土高原地区各省份不同阶段旱灾面积占播种面积的比例变化情况(1,2,3,4,5 分别代表山西,陕西,青海,甘肃,宁夏)。可以看出,除青海在 20 世纪 80 年代旱情比 70 年代有所减轻外,其余省份旱情都呈加重趋势。总体上,黄土高原地区在 20 世纪 50 年代的旱灾面积占播种面积的比例为 7.16%,60 年代增加到 9.76%,70 年代增加到 15.22%,80 年代增加到 22.40%,90 年代剧增到 33.04%,90 年代比例是 50 年代比例的 4.61 倍。根据统计分析,黄土高原地区受旱面积与旱涝指标的相关系数为-0.3977,通过了显著性水平为 0.05 的显著性检验,说明气象干旱化趋势是造成旱灾面积增加的重要自然因素。

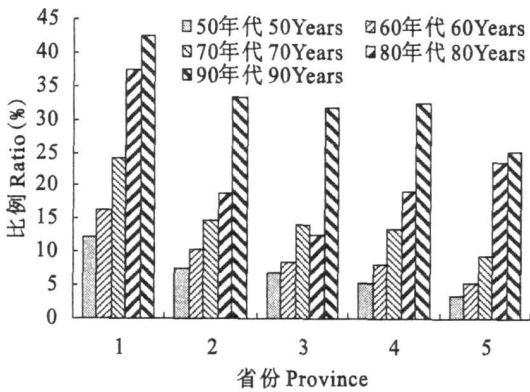


图 5 黄土高原地区各省份不同阶段旱灾面积占播种面积的比例

Fig.5 The ratio between the arid areas and planting areas in the Loess Plateau

3 黄土高原地区气象干旱预测模型的建立

3.1 预测的灰色模型

灰色模型作为一种应用较广泛的趋势预测方法

已在很多方面应用,其具体求解过程在文献[20]中有详细论述。

本文根据黄土高原地区 1957~2001 年旱涝指标得到其灰色关联预测方程为:

$$k_{t+1}^1 = 37.7140e^{0.00085t} - 38.7529 \tag{4}$$

3.2 Markov 链的修正

由于灰色预测模型随时间变化的过程是单调递增或单调递减的,无法反映旱涝指标的随机波动变化,因而误差较大,采用 Markov 链对模型进行修正。Markov 链适合于随机波动较大的预报问题,是一种较为广泛的预测方法^[21]。

由式(4)求出黄土高原地区年旱涝指标趋势拟合值后,用趋势拟合值与实测值相减即可得到残差。根据 Markov 链,将残差序列分成若干状态,以 $E_1, E_2, \dots, E_n$ 来表示,按时序将转移时间取为 $t_1, t_2, \dots, t_n$ 。 P_{ij}^m 表示数列由状态 E_i 经过 m 步变为 E_j 的概率:

$$P_{ij}^m = \frac{n_{ij}^m}{N_i} \tag{5}$$

式中, n_{ij}^m 表示由 E_i 状态经过 m 步变为 E_j 的次数; N_i 表示状态 E_i 出现的总次数。则 m 步状态转移概率矩阵 R^m 为:

$$R^{(m)} = \begin{bmatrix} p_{11}^m & p_{12}^m & \cdots & p_{1n}^m \\ p_{21}^m & p_{22}^m & \cdots & p_{2n}^m \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ p_{n1}^m & p_{n2}^m & \cdots & p_{nn}^m \end{bmatrix} \tag{6}$$

若初始状态 E_i 的初始向量为 $V^{(0)}$,则经过 m 步转移后,向量为 $V^{(m)}$ 为:

$$V^{(m)} = V^{(0)} \cdot R^{(m)} \tag{7}$$

通过对黄土高原地区干旱指标的残差序列进行分析,决定以-20.0%、-10.0%、10.0%、20.0%为界限,将残差序列分为五个区间,则残差的概率状态划分如表 3 所示。

表 3 残差划分标准

Table 3 Division of the residual-error series

状态 State	1	2	3	4	5
概率区间(%) Probability extent	>20.0	20.0~10.0	10.0~-10.0	-10.0~-20.0	<-20.0

因此,本例残差序列所处的状态为:

表 4 指标残差序列概率状态

Table 4 The state of residual-error series of the drought index in the Loess Plateau

年份 Year	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966
状态 State	5	2	2	5	1	5	5	1	5	5
年份 Year	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
状态 State	1	5	3	5	5	5	3	5	3	4
年份 Year	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
状态 State	3	2	5	5	3	5	3	4	1	5
年份 Year	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
状态 State	4	1	4	1	4	2	4	2	3	3
年份 Year	1997	1998	1999	2000	2001					
状态 State	5	2	5	1	2					

由表 4 及式(5)、(6)可得步长为 1, 2, 3, 4, 5 的 Markov 链的状态转移矩阵如下

$$P^{(1)} = \begin{bmatrix} 0/6 & 1/6 & 0/6 & 1/6 & 4/6 \\ 0/5 & 1/5 & 1/5 & 0/5 & 3/5 \\ 0/8 & 1/8 & 1/8 & 2/8 & 4/8 \\ 3/6 & 2/6 & 1/6 & 0/6 & 0/6 \\ 4/17 & 2/17 & 5/17 & 1/17 & 5/17 \end{bmatrix},$$

$$P^{(2)} = \begin{bmatrix} 1/6 & 1/6 & 1/6 & 1/6 & 2/6 \\ 2/5 & 1/5 & 1/5 & 0/5 & 1/5 \\ 1/8 & 1/8 & 3/8 & 0/8 & 3/8 \\ 0/6 & 1/6 & 1/6 & 3/6 & 1/6 \\ 3/16 & 2/16 & 2/16 & 2/16 & 7/16 \end{bmatrix},$$

$$P^{(3)} = \begin{bmatrix} 3/5 & 0/5 & 0/5 & 2/5 & 0/5 \\ 1/5 & 1/5 & 2/5 & 0/5 & 1/5 \\ 0/8 & 2/8 & 1/8 & 3/8 & 2/8 \\ 1/6 & 2/6 & 1/6 & 1/6 & 1/6 \\ 2/16 & 0/16 & 5/16 & 1/16 & 8/16 \end{bmatrix},$$

$$P^{(4)} = \begin{bmatrix} 0/5 & 2/5 & 0/5 & 1/5 & 2/5 \\ 0/5 & 1/5 & 1/5 & 0/5 & 3/5 \\ 2/8 & 0/8 & 3/8 & 1/8 & 2/8 \\ 1/6 & 0/6 & 1/6 & 2/6 & 2/6 \\ 4/15 & 2/15 & 3/15 & 2/15 & 4/15 \end{bmatrix},$$

$$P^{(5)} = \begin{bmatrix} 1/5 & 0/5 & 2/5 & 1/5 & 1/5 \\ 1/5 & 0/5 & 1/5 & 0/5 & 3/5 \\ 2/8 & 2/8 & 0/8 & 0/8 & 0/8 \\ 0/6 & 2/6 & 1/6 & 2/6 & 1/6 \\ 1/13 & 0/13 & 3/13 & 3/13 & 6/13 \end{bmatrix},$$

分别以前面若干时段各自的残差为初始状态,提取状态转移概率矩阵中初始状态对应的行向量,组成新的概率矩阵,从而得到新组成的概率矩阵中残差处于该状态的预测概率,计算公式为:

$$P_i = \sum_{i=1}^5 P_i^{(m)}$$

(8)

当满足条件 $\max \{P_i, i \in I\} > 0.5$ 时,根据最大隶属度原则,取 $\max \{P_i, i \in I\}$ 所对应的状态 i 为该时段残差所处的状态。当所处状态位于状态 2、3、4 时,取区间的中值作为残差修正值权重,所处状态位于状态 1 和 5 时,取两个极值作为残差修正值权重。根据 1957 ~ 2001 年旱涝指标、残差序列和其相应的状态概率转移矩阵,用 Markov 链进行修正,结果如图 6 所示。修正后的模型不仅增加了波动性,拟合的平均精度也较高(88.26%),可以对旱涝指标进行预测。对 2002、2003、2004 和 2005 年的年旱涝指标做出预测,以 2002 年为例说明计算过程(表 5)。

由表 5 可知, $\max \{P_i, i \in I\}, i=5$, 根据最大隶属度原则,判定 2002 年残差状态为 5,将 2002 年残差修正值与灰色模型预测值进行迭加,得出 2002 年旱涝指标为 -0.8236,为正常年份。同理可得 2003、2004 和 2005 年的年旱涝指标为 0.9724、-0.5638 和 -0.7751,而 2002~2005 年实际的年旱涝指标分别为 -0.5202、1.0608、-0.5352、-0.6247,由此可见预测结果与实际情况较为相符。

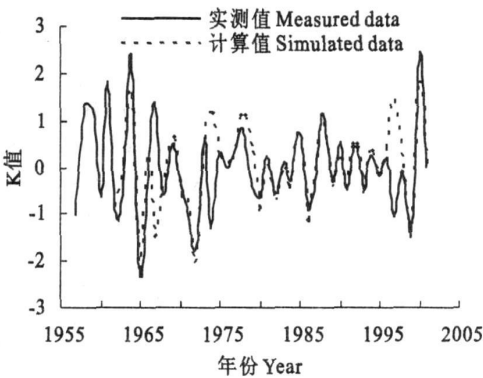


图 6 旱涝指标实测与预测变化过程
Fig. 6 The simulated data and measured data of the drought index in the Loess Plateau

表 5 2002 年残差状态预测结果
Table 5 Residual-error state prediction of 2002

初始年 Original year	状态 State	步长 Step length	状态转移概率 State transfer probability				
			1	2	3	4	5
2001	3	1	0.6	0	0	0.4	0
2000	5	2	0.2	0	0.2	0	0.6
1999	2	3	0.125	0.125	0.375	0	0.375
1998	5	4	0	0.33	0.165	0.33	0.165
1997	1	5	0.24	0.12	0.30	0.06	0.30
加权 Total weight			1.165	0.575	1.04	0.79	1.44

4 结 论

综合以上分析,可得出以下结论:
黄土高原年、夏、秋和冬季旱涝指标呈减小趋势,春季旱涝指标呈微弱增大趋势,该区年、夏、秋和冬季呈现干旱化趋势,春季有微弱湿润化趋势;分析年内各季旱涝指标与年旱涝指标的相关关系得出,夏、秋季的干旱化是造成年干旱化的主要原因;黄土高原各省份旱情呈逐年代加重态势,在进入 20 世纪 90 年代后尤为显著。以渭河流域地表水资源变化特征为代表分析得出,黄土高原地区地表水资源呈显著性减少趋势,分析该区气象干旱和水文干旱的关系得出,气象干旱是造成该区水文干旱的重要原因之一。灰色—Markov 链预测模型可进行区域干旱预测,预测精度较高,能为该区农业生产提供科学依据。

参 考 文 献:

[1] 周晓红,赵景波.黄土高原气候变化与植被恢复[J].干旱区研究,2005,22(1):116—119.
[2] 王毅融.黄土高原土壤干旱异常阶段特征[J].干旱地区农业研究,2005,23(2):209—213.
[3] 马力文,李凤霞,梁旭.宁夏干旱及其对农业生产的影响[J].干旱地区农业研究,2001,19(4):102—109.
[4] IPCC. Climate Change 2001[A]. Hough ton J H, Ding Y, Griggs D J, et al. The scientific Basis, Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Inter government Panel on Climate Change [C]. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 2001.
[5] 钱林青.黄土高原农业气候[M].北京:气象出版社,1991.
[6] 李克让.中国干旱灾害研究与减灾对策[M].郑州:河南科学技术出版社,1999.

[7] 刘晓清,赵景波,于学峰.黄土高原气候暖干化趋势及适应对策[J].干旱区研究,2006,23(4):627—630.
[8] Dai A G, Trenberth K E, Qian T. A global dataset of Palmer Drought Severity index for 1870~2002; relationship with soil moisture and effects of surface warming[J]. J Hydrometeorol, 2004, 5:1117—1130.
[9] Nicholls N. The changing nature of Australian droughts[J]. Clim Change, 2004, 63:323—336.
[10] 王位泰,陇东黄土高原春末夏初旱的气候特征及预测模型[J].气象,2003,29(9):34—36.
[11] 郭江勇,李耀辉,王文,等.甘肃黄土高原春旱的气候特征及预测方法[J].中国沙漠,2004,24(2):211—217.
[12] 李凤霞,颜亮东,周秉荣,等.基于干土层厚度的青海东部浅山农业区春季干旱规律及预测[J].干旱地区农业研究,2007,25(5):194—197.
[13] 王海青,张勃.黑河流域干旱化驱动力机制及其趋势预测[J].干旱区资源与环境,2007,21(9):68—72.
[14] 王彦集,刘峻明,王鹏新,等.基于加权马尔可夫模型的标准化降水指数干旱预测研究[J].干旱地区农业研究,2007,25(5):198—203.
[15] 宋松柏.专门水文学[M].杨凌:西北农林科技大学出版社,2005.139—156.
[16] Libiseller C, Grimvall A. Performance of Partial Mann-Kendall Test for Trend Detection in the Presence of Covariates[J]. Environmetrics, 2002, 13:71—84.
[17] 王玲玲,康玲玲,王云璋.气象、水文干旱指数计算方法研究概述[J].水资源与水工程学报,2004,15(3):15—18.
[18] Mohan S, Rangacharya N C V. A modified method for drought identification[J]. Hydrological Sciences Journal, 1991, 36(1):11—22.
[19] 倪深海,顾颖,王会容.中国农业干旱脆弱性分区研究[J].水科学进展,2005,16(5):705—709.
[20] 徐建新,李振全,张福芬,等.用灰色系统理论进行径流预测研究[J].华北水利水电学院学报,2005,26(3):1—3.
[21] 董胜,刘德辅.年极值水位的灰色马尔科夫预报模型[J].水利学报,1999,(1):60—64.

(英文摘要下转第 22 页)

Characteristics of agricultural climate resources' changing
in dry area of Hexi corridor

GUO Liang-cai^{1,2}, YUE Hu¹, WANG Qiang¹, WANG Yao-xi²

(1. Key Laboratory of Arid Climatic Changing and Reducing Disaster of Gansu Province, Institute of Arid Meteorology, China Meteorology Administration, Lanzhou 730020, China; 2. Jiuquan Meteorological Bureau, Jiuquan, Gansu 735000, China)

Abstract: According to the climate data observed by 19 weather stations in Hexi corridor from 1960 to 2005, the annual and seasonal agricultural climate resources, including light, heat and water and so on, are di-agnostically analyzed by using the method of climate changing tendency, and the abrupt changes of critically a-gricultural resources factors are analyzed by approach of Mann-Kendall. The research reveals that, in recent 46 years, the temperature in Hexi corridor rose smoothly thereby abundant heat resources, especially average mini-mum temperature rose obviously; the increasing amplitude of winter is larger than that of other seasons; howev-er, the gross increasing amplitude is lower than the average level of whole China; the heat resources abruptly changed in 1990s'. The amount of precipitation varied gently, while tending to slightly increase and relating ob-viously to seasons—the increase of summer precipitation contributes remarkably. Since 1960s', vaporizing po-tential, close relating to the precipitation, tended to ascend, and abruptly changed to rapidly increase; the dif-ference between precipitation and vaporization decreased slowly since 1970s' without abrupt change. The solar radioactivity and sunshine hours tend identically to increase and their various tendencies are all positive; from as-pects of regional distribution, the number of oasis in north and middle of the corridor increased dramatically. The total agricultural climate changing-characteristics include temperature's rising, precipitation's slightly in-creasing, and sunshine hours' increasing. Finally, the chief influence brought by the change of agricultural cli-mate resources to agricultural production in Hexi corridor is discussed and analyzed.

Keywords: agricultural climate resources; characteristic of changing; abrupt change; Mann—Kendall testing

(上接第 6 页)

The changing trends of drought in the Loess Plateau and
Grey-Markov chain prediction model

ZHANG Jian-xing, MA Xiao-yi, ZHAO Wen-ju, HAO Jing-jing, QU Jin-na

(Key Laboratory for Agricultural Soil and Water Engineering in Arid Area of Education, Yangling, Shaanxi 712100, China)

Abstract: By applying the *Mann-Kendall* test, the changing trends of annual and seasonal climatic drought index were analyzed based on the precipitation data of 21 meteorological observation stations(1957~2001) in the Loess Plateau. The changing trend of hydrological drought and agricultural drought were also analyzed at the same time. The results showed that: There were developing trends of drought for summer, autumn, winter and the whole year, and the drought developing trend of summer and autumn lead to the drought developing trend of the year; Spring has a wetness developing trend. Taking the Weihe River basin for example, it was revealed that the water resources of Loess Plateau were becoming less and less; By analyzing the relationships between climatic drought and hydrological drought, we found climatic drought may be the primary reason leading to the hydrological drought; At the same time, the agricultural drought situation was becoming heavier than before by analyzing the areas influenced by climatic drought in the Loess Plateau, especially in 1990s. The Grey-Markov chain model was established to predict the climatic drought index at last; and the average precision of the predic-tion model was 88.26%.

Keywords: drought; trend; *Mann-Kendall* test; Grey prediction model; *Markov chain*; Loess Plateau